Income Statistics Division

62F0026MIE - 01002

1999 Survey of Household Spending Data Quality Indicators

Prepared by:
Sophie Arsenault
Sylvana Beaulieu
Jean-Luc Bernier
José Gaudet
Michael Moras
Christian Nadeau

October 2001

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

Data in many forms

Statistics Canada disseminates data in a variety of forms. In addition to publications, both standard and special tabulations are offered. Data are available on the Internet, compact disc, diskette, computer printouts, microfiche and microfilm, and magnetic tape. Maps and other geographic reference materials are available for some types of data. Direct online access to aggregated information is possible through CANSIM, Statistics Canada's machine-readable database and retrieval system.

How to obtain more information

Inquiries about this product and related statistics or services should be directed to: Client Services, Income Statistics Division, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 ((613) 951-7355; (888) 297-7355; income@statcan.ca) or to the Statistics Canada Regional Reference Centre in:

Halifax	(902) 426-5331	Regina	(306) 780-5405
Montréal	(514) 283-5725	Edmonton	(403) 495-3027
Ottawa	(613) 951-8116	Calgary	(403) 292-6717
Toronto	(416) 973-6586	Vancouver	(604) 666-3691
Winnipeg	(204) 983-4020		

You can also visit our World Wide Web site: http://www.statcan.ca

Toll-free access is provided **for all users who reside outside the local dialing area** of any of the Regional Reference Centres.

National enquiries line	**1 800 263-1136**
National telecommunications device for the hearing impaired	**1 800 363-7629**
Order-only line (Canada and United States)	**1 800 267-6677**

Ordering/Subscription information

All prices exclude sales tax

Catalogue no.62F0026MIE-01002, is available on internet for free. Users can obtain single issues at: http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/research.cgi.

Standards of service to the public

Statistics Canada is committed to serving its clients in a prompt, reliable and courteous manner and in the official language of their choice. To this end, the agency has developed standards of service which its employees observe in serving its clients. To obtain a copy of these service standards, please contact your nearest Statistics Canada Regional Reference Centre.

106-01986/

Statistics Canada
Income Statistics Division

1999 Survey of Household Spending Data Quality Indicators

Published by authority of the Minister responsible for Statistics Canada

© Minister of Industry, 2001

All rights reserved. No part of this publication may be reproduced, stored in a retrieval system or transmitted in any form or by any means, electronic, mechanical, photocopying, recording or otherwise without prior written permission from Licence Services, Marketing Division, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

October 2001

Catalogue no. 62F0026MIE - 01002

Frequency: Irregular

Ottawa

La version française de cette publication est disponible sur demande

Note of appreciation

Canada owes the success of its statistical system to a long-standing partnership between Statistics Canada, the citizens of Canada, its businesses, governments and other institutions. Accurate and timely statistical information could not be produced without their continued co-operation and goodwill.

Abstract

This report describes the quality indicators produced for the 1999 Survey of Household Spending. It covers the usual quality indicators that help users interpret data, such as coefficients of variation, nonresponse rates, imputation rates and the impact of imputed data on the estimates. Added to these are various less often used indicators such as slippage rates and measures of the representativity of the sample for particular characteristics that are useful for evaluating the survey methodology.

The authors wish to thank the team responsible for the Survey of Household Spending in the Income Statistics Division (ISD) for their co-operation in the preparation of this report.

TABLE OF CONTENTS

HIGHLIGHTS **9**

INTRODUCTION **11**

1. SAMPLING ERRORS **12**
1.1 Measures of Sampling Error 12
1.2 Coefficients of Variation 12
Table 1.1
Coefficients of Variation by Province and Territory and for Canada for the Estimation of Average Household Expenditures for Several Summary Level Expenditure Categories and for the Estimation of Average Income 13
Table 1.2
Coefficients of Variation at the National, Provincial and Territorial Level for some Characteristics of Dwelling and Household Equipment 14
1.3 Model for Deriving an Approximation of the CV 14
1.4 Suppression of Unreliable Data in Estimation Tables 16

2. NONRESPONSE **16**
2.1 Nonresponse Rates and Vacancy Rates 16
Table 2.1
Nonresponse Rate and Vacancy Rate by Province or Territory and at the Canada level 17
2.2 Nonresponse According to Urbanization Level 18
Table 2.2
Nonresponse Rate and Vacancy Rate by Urbanization Level 19
2.3 Nonresponse According to Income Strata 20
Table 2.3
Comparison of Nonresponse and Vacancy Rates in High-income and Low-income Strata in Relation to Other Strata 20
2.4 Adjustment for Nonresponse 21

3. COVERAGE ERRORS **21**
3.1 Undercoverage and Overcoverage: Slippage Rates 17
Table 3.1
National Slippage Rates by Age-Sex Group 23
Table 3.2
Slippage Rates for Provinces and Territories by Age-Sex Group 24
Table 3.3
Slippage Rates for Provinces and Territories by Household Size 25
3.2 Adjustment for Coverage Error at the Population Level and Household Levels 25

TABLE OF CONTENTS (concluded)

4. RESPONSE ERRORS **26**

5. PROCESSING ERRORS **27**
5.1 Measure of the Impact of Imputation 29
Table 5.1
The impact of imputing income and expenses 29
5.2 Proportion of Households or Persons Requiring Imputation at National and Provincial Level 30
Table 5.2
Households Requiring Expenditure Imputation by Province and Territory 30
Table 5.3
Persons requiring Income Imputation and Persons requiring Clothing Expenditure Imputation by Province 31

BIBLIOGRAPHY **33**

APPENDIX A
List of detailed tables available on request **34**

APPENDIX B
Algebraic notation **35**

HIGHLIGHTS

Sampling Errors

- The coefficients of variation (CVs) of the estimates of the average expenditure per household vary between 1.0% and 1.7% according to the province. The CVs are highest in the territories, namely 6.0% in the Yukon, 3.8% in the Northwest Territories and 4.5% in Nunavut.

Nonresponse

- The nonresponse rate is 26.8%. We were unable to contact nearly 6% of households. 18% of households refused to respond. Records for 3% of households were considered unusable because they were incomplete (1.7%) or were rejected because the differences between receipts and disbursements reported on the questionnaire exceeded 20% (1.5%).

- Analysis of response rates in the strata consisting of high and low-income geographic areas created under the sample design indicates that the nonresponse rates in high-income strata are approximately 55% greater than the rates observed in regular strata; there was a much higher frequency of refusals and incomplete data in these areas.

- Low-income strata households have a final nonresponse rate approximately 3 percentage points lower than households in regular strata and that result comes almost entirely from the result of different behaviour during collection since the nonresponse rate is higher than the refusal rate while it is the reverse situation in the other strata. There are 8 percentage points less for refusal rate for low-income strata compared to regular strata.

Coverage Errors

- The slippage rate for individuals 15 years of age and over is 10.7% indicating an undercoverage of the population, a rate similar to that observed in the Labour Force Survey (LFS) for the same period. The slippage rate for children (0 to 17 years of age) is very different from the ones from other age groups. We observe an undercoverage of 0.4% for children.

- The survey weights are adjusted to take slippage into account, but the bias will be small provided that the characteristics of the individuals omitted are similar to those of the individuals included in the provincial age groups used for adjustment.

Response Errors

- Response errors include recall errors, telescopic error and errors due to proxy response. Because the SHS interview is lengthy, the response burden can lead to respondent fatigue and have an impact on the data quality. For households providing usable data, the average time to complete the interview is 1 hour 50 minutes. Total interview time varies according to the household

characteristics; for some households the interview can take more than five hours.

Processing errors related to imputation

i) Expenditure Variables

- 6.9% of respondents required some expenditure imputation with the majority of them having only one or two fields imputed out of the 237 expenditure variables (excluding the clothing section).

- The impact of imputed values on the total expenditure estimates is only 0.7% and is less than 0.7% for the estimate of the total for each summary level expenditure categories excluding Miscellaneous Expenses (2.4%) and Personal Income Tax (3.0%).

- Slightly more than 17% of the individuals required imputation for clothing variables. For the majority of these, the respondents provided the totals and the components were imputed.

ii) Income Variables

- Less than 3% of individuals required imputation for at least one income variable. For a little more than 70% of these, total income was provided by the respondent and imputation was performed to get the breakdown by components.

- Imputed values contributed only 0.2% of the total income estimate.

INTRODUCTION

The Survey of Household Spending (SHS) is an annual survey that collects data on household income and expenditure using personal interviews conducted on a sample of approximately 27,000 households distributed throughout the ten provinces and two territories. Collection takes place in January, February and March, and income and spending figures are obtained for the period from January 1 to December 31 of the previous year. This survey replaces the periodic Family Expenditure Survey. The main differences between it and the latter survey are that the level of detail in the questionnaire has been reduced, the sample has been increased to meet the need for provincial estimates by the Project to Improve Provincial Economic Statistics (PIPES), and the survey is now annual. The survey also becomes the collection vehicle for dwelling characteristics and household facilities and equipment replacing the Household Facilities and Equipment Survey. The 1997 survey, which refers to expenditures made in the year 1997, is the first to be conducted following this redesign.

Like all surveys, the SHS is subject to errors, despite all the precautions taken at the different stages of the survey to control them. While there is no comprehensive measure of the quality of the data generated by a survey, some quality measures produced at the different stages of the survey can provide users with the information needed in order to interpret the data properly.

This report therefore seeks to describe the quality indicators produced for the 1999 Survey of Household Spending. It covers the usual quality indicators that generally help users interpret data, such as coefficients of variation, nonresponse rates, imputation rates and the impact of imputed data on the estimates. Added to these are various less often used indicators such as slippage rates and measures of the representativity of the sample for particular characteristics that are useful for evaluating the survey methodology.

Quality indicators have been classified according to the main types of error encountered in a survey. Section 1 deals with sampling errors—that is, errors due to the fact that the inferences about the population drawn from the survey are based on information collected from a sample of the population, rather than the entire population. The following sections cover errors not due to sampling. Nonresponse and coverage errors are first discussed in sections 2 and 3. Lastly, response errors and processing errors are dealt with in sections 4 and 5 respectively.

This report focuses on the data quality. For a detailed description of the methodology of the survey, see reference [6]. It should also be noted that a number of tables that are more detailed than those presented in this report may be obtained from the Household Survey Methods Division. The list of these tables is provided in Appendix A.

1. SAMPLING ERRORS

Sampling errors exist when inferences drawn from the survey about the population are based on information collected from a sample, rather than the entire population. In addition to the sample design and the estimation method used in the Survey of Household Spending, the sample size and the variability of each characteristic are factors that determine sampling error. Characteristics that are rare or are distributed very unevenly in the population will have greater sampling error than characteristics that are observed more frequently or are more homogeneous in the population.

1.1 Measures of Sampling Error

The standard error is a commonly used measure of sampling error. The standard error is the degree of variation of the estimate considering that a particular sample was selected, rather than another among all possible samples of the same size under the same sample design. Since the SHS uses a complex sample design and estimation method, the standard error is estimated using a resampling method known as the jackknife technique. For more details on this method, see reference [1] and [7].

The coefficient of variation (CV) is also a frequently used measure of the reliability of the estimate. It merely expresses the standard error as a percentage of the estimate. Thus, if an estimate Y is obtained for a certain characteristic and SE is the estimated standard error, then the CV will be (SE/Y) x 100.

Finally, either the standard error or the coefficient of variation may be used to derive another measure of the accuracy of estimates, namely the confidence interval. This measure indicates the level of confidence with which it can be stated that for a characteristic observed the real population or parameter value lies within the interval. An interval with a confidence level of 95% corresponds to the estimate obtained from the sample $\pm$ 2 standard errors (Y $\pm$ 2 SE).[1] This means that if the sampling were repeated a large number of times, each sample would provide a different interval and 95% of the intervals would contain the true value of the characteristic. Similarly, if the sampling were repeated, the interval Y $\pm$ SE would contain the true value in 68% of cases.

1.2 Coefficients of Variation

Estimates of coefficients of variation are calculated for estimates of many characteristics collected in the SHS. For a given expenditure characteristic, a number of estimates are produced, such as total household expenditure, average household expenditure, number of households reporting a value greater than 0, or average expenditure of households reporting a value greater than 0. Generally in the SHS, the CV of the estimate of average household expenditure is published. Starting with the 1998 SHS, this CV is available in the publication *Spending Patterns in Canada* (see reference [8]), at the national level for each of the detailed expenditures collected, as well as at the provincial or territorial level

[1] The confidence interval is calculated directly from the CV in similar fashion, namely Y $\pm$ 2 (CV x Y)/100.

for several categories of summary level expenditures.[2] The CVs of detailed expenditure averages at the provincial or territorial level are available upon request from the Income Statistics Division. The CVs of dwelling characteristics and household facilities and equipment can also be obtained.

It should be noted that the estimated CVs do not consider the fact that some of the data were imputed and thus may underestimate the true CVs. For most variables, the impact of imputation is negligible (see section 5) and the provided CVs represent good estimates. For reliability of detailed expenditure with a high imputation rate, the CV and the impact of imputed data on the estimate should be considered simultaneously to make an assessment of the reliability.

Table 1.1 gives an overview of the CVs of estimates of household averages at the provincial and territorial level as well as at the national level for the estimation of a few of the summary level expenditure categories and for income.

Table 1.1
Coefficients of Variation (%) by Province and Territory and for Canada for the Estimation of Average Household Expenditures for Several Summary Level Expenditure Categories and for the Estimation of Average Income

Summary level expenditure categories	Can.	Nfld	P.E.I.	N.S.	N.B.	Que.	Ont.	Man.	Sask.	Alta	B.C.	Y.T.	N.W.T.	Nvt.
Total expenditure	0.6	1.5	1.7	1.4	1.0	1.1	1.3	1.2	1.4	1.3	1.3	6.0	3.8	4.5
Total current consumption	0.5	1.3	1.8	1.1	1.1	1.1	1.0	1.1	1.2	1.2	1.2	5.1	3.4	3.3
Food	0.5	1.3	1.7	1.1	1.1	1.1	1.0	1.2	1.1	1.2	1.2	4.4	2.6	4.5
Shelter	0.7	1.7	2.5	1.5	1.6	1.4	1.4	1.6	1.7	1.5	1.5	6.9	7.6	8.3
Household operation	1.0	1.8	2.7	2.1	1.8	1.6	2.0	1.8	1.8	1.8	2.0	5.7	5.5	4.8
Furnishings	1.7	3.3	5.5	3.7	3.4	3.3	3.4	3.8	3.5	3.4	3.5	6.5	5.9	13.9
Clothing	1.3	2.6	3.0	2.2	2.3	2.2	2.6	2.9	2.4	2.5	2.4	6.8	4.0	14.3
Transportation	1.4	2.9	6.5	3.4	3.6	2.8	2.8	3.4	3.3	3.0	2.7	8.8	6.6	9.8
Health care	1.4	3.9	3.3	2.9	2.9	2.4	3.5	3.1	2.9	2.4	2.8	11.0	8.6	14.1
Personal care	1.0	2.3	2.8	2.1	2.0	1.9	2.1	2.3	2.1	2.2	1.8	6.4	4.6	12.2
Recreation	1.5	3.3	6.5	2.5	3.4	3.3	2.7	3.5	3.6	2.7	4.2	8.1	6.1	8.8
Reading & printed materials	1.4	3.5	4.2	3.9	3.0	3.2	2.6	3.2	3.1	2.7	2.8	10.5	6.9	27.0
Education	3.3	7.2	13.8	8.6	11.3	6.7	6.3	6.7	7.1	5.9	5.9	24.2	12.0	60.9
Tobacco, alcoholic beverages	1.5	3.3	6.0	4.4	3.7	3.2	3.0	4.2	4.6	3.6	3.4	8.0	8.3	5.4
Games of chance (net)	5.6	5.7	16.2	14.7	6.2	17.3	6.7	7.1	6.6	11.6	11.9	22.7	16.2	33.3
Miscellaneous expenditures	3.3	6.8	9.5	12.9	5.1	5.7	6.8	4.4	7.3	4.7	5.4	14.3	6.8	21.4
Personal income tax	1.2	2.9	3.3	2.8	2.0	2.2	2.4	2.1	3.3	3.1	2.4	10.1	6.2	14.5
Personal insurance	1.7	3.3	2.8	6.2	2.4	5.7	1.7	7.8	3.9	1.9	3.0	8.4	7.1	14.8
Gifts and contributions	8.2	5.9	9.5	12.7	6.1	7.5	15.7	7.7	9.6	6.6	15.8	15.6	17.2	17.3
Income	0.5	1.1	1.0	1.0	0.8	0.9	0.8	0.8	1.3	1.9	1.0	7.0	5.2	7.1

The coefficients of variation of the estimate of average household total expenditures vary between 1.0% and 1.7% at the provincial level. The CVs are higher in the territories, namely 6.0% in the Yukon, 3.8% in the Northwest Territories and 4.5% for Nunavut.

[2] In previous surveys, CVs were published at the national level and for different income groups.

For the different categories of summary level expenditures, the CVs at the national level are also less than or equal to 1.7%, except for expenditures in the following categories: *education, games of chance, miscellaneous expenditures* and *gifts and contributions*. These expenditure categories account for respectively 1.4%, 0.5%, 1.6% and 2.5 % of the total expenditure.

Table 1.2 gives an overview of the CVs for some dwelling characteristics and household equipment estimates at the provincial and territorial level as well as at the national level.

Table 1.2
Coefficients of Variation (%) at the National, Provincial and Territorial Level for some Characteristics of Dwelling and Household Equipment

CATEGORIES	Can.	Nfld	P.E.I.	N.S.	N.B.	Que.	Ont.	Man.	Sask.	Alta	B.C.	Y.T.	N.W.T.	Nvt.
Owner	0.8	1.4	2.9	1.8	1.6	2.0	1.7	2.3	2.0	1.5	1.7	10.0	13.4	16.5
Renter	1.5	5.1	8.8	4.6	4.6	2.5	3.0	5.2	5.0	4.2	3.2	18.2	15.9	4.5
Automatic washing machine	0.6	1.3	1.8	1.5	1.1	0.9	1.3	1.5	1.5	1.1	1.3	4.9	4.9	4.6
Clothes dryer	0.6	1.4	2.2	1.5	1.1	1.1	1.3	1.6	1.5	1.1	1.5	5.0	4.4	5.0
Built-in dishwasher	1.3	4.9	6.5	4.9	3.5	2.5	2.9	3.6	3.6	2.6	2.5	15.9	14.0	25.3
Freezer	0.9	1.2	2.9	1.9	1.6	2.3	2.0	1.6	1.9	1.6	1.9	4.7	5.6	10.0
Microwave oven	0.4	0.9	1.4	0.9	0.9	0.9	0.8	0.8	1.2	0.7	0.9	3.6	1.8	8.7
Cellular phone	1.6	5.3	8.3	4.6	4.9	4.4	2.9	3.9	4.1	2.7	3.1	15.9	20.8	74.8
CD player	0.7	1.4	2.7	1.9	1.7	1.6	1.3	1.7	1.6	1.3	1.4	5.3	3.7	3.3
Cable TV	0.9	1.6	2.9	2.3	2.3	1.9	1.9	1.9	2.3	1.6	1.4	8.9	6.1	11.5
Home computer	1.0	2.8	4.9	2.9	3.3	2.5	1.8	2.6	2.9	1.9	1.9	6.4	6.1	12.2
Modem	1.3	4.0	5.4	3.7	4.1	3.4	2.3	3.5	4.1	2.6	2.5	8.2	8.9	18.1
Use of internet (home)	1.5	4.4	6.5	4.2	4.8	4.0	2.6	4.2	4.6	2.8	2.7	7.4	12.0	25.3
Owned vehicles (one)	1.3	2.9	4.5	3.2	2.9	2.7	2.7	3.4	3.3	3.3	2.5	11.0	8.9	9.8
Owned vehicles (2 or more)	1.4	4.3	4.9	3.6	2.8	3.7	2.8	3.3	3.2	2.4	2.5	7.3	11.9	63.9

The coefficients of variation for the estimates of the dwelling characteristics and household equipment are generally below 6% for each province and variable except the following categories: renter, automatic washing machine, cellular phone and use of internet. The CV's are higher in the territories where we can find a smaller proportion of equipment.

The coefficients of variation for the dwelling characteristics and the household equipment at the national level are below 1.7%.

1.3 Model for Deriving an Approximation of the CV

For operational reasons, it is not possible to produce CVs for all the characteristics collected by the survey at all the different levels of aggregation that may interest users, such as by income quintile, household type, urbanization level or tenure, or for selected metropolitan areas. However, such estimates are available at these different levels for the summary level expenditure categories in the publication *Spending Pattern in Canada* (see reference [8]), and they may be obtained for detailed expenditures from the Income Statistics Division.

1.3.1 Model for Deriving an Approximation of the CV for Domain Estimates

It is also possible to calculate an approximation of the CV by using a relationship between the number of households in the sample that reported expenditures for a given category and the CV at an aggregated level. This relationship, based on the CV's tendency to increase in proportion to a decrease in the square root of the number of households reporting an expenditure, is illustrated on the following page.

Formula for Approximating the CV for a Domain (Subgroup of the Population)

If CV(Y) represents the CV for the estimate of the average per household of a certain characteristic for the entire population, then an approximation of the CV of the estimate of that characteristic can be calculated for a domain (which may be considered as a subgroup of the population, such as household type, an income quintile, an urbanization level, etc.) according to the following equation:

$$CV(Y_d) = CV(Y) \times \sqrt{\frac{nP}{n_d P_d}}$$

where

n: *number of households in the sample*
P: *estimate of the proportion of households reporting a value > 0 for this characteristic in the population*
n_d: *number of households in the sample in domain d*
P_d: *estimate of the proportion of households reporting a value > 0 for this characteristic in domain d*

Generally, approximations for the different domains are calculated using the CV, size *n* and proportion *P* at the national level. If an approximation of the CV for a metropolitan area is desired, these values can be used at the provincial level, since the domain is entirely contained within a single province and the provincial CVs are published for the 1999 SHS.

1.3.2 Method of Computation of an Approximate CV from the Microdata File

The microdata file users can obtain an approximation of the CV of the estimates from another method which will generally provides better results than the method described in the previous section for the CVs of detailed expenditure estimates. This approach is described in detail in the documentation provided with the 1999 microdata file. This method of approximation can be used only for the microdata file since it is necessary to have data and weights for each household.

The 1997 data quality document of the survey contains the results of the evaluation of the performance of the two CV approximation methods that we have just described.

1.4 Suppression of Unreliable Data in Estimation Tables

Since the coefficient of variation is an indicator of the reliability of the data, we would like to use it to determine whether or not the estimates should be published. Estimates for which the CV is more than 33% are not considered sufficiently reliable to be published. However, CV estimates are not calculated for many of the published estimates. The suppression rule for expenditure estimates is therefore based on the number of households reporting a value greater than 0.[3]

It can be shown that CVs generally reach roughly 33% when the number of households reporting an expenditure approaches 30. Since this is an approximate rule, some estimates may be published even though the CV is greater than 33%, and some estimates will not be published even though the CV is less than 33%.

Since the summary CV calculated for the evaluation of the model in section 1.3 include only a few cases where the number of households declaring an expense below 30, only the data at the detailed level were used for estimating the risk of error when suppressing. The document on data quality for the 1997 SHS give the results of the evaluation of the risk of error in the use of the suppression rule.

2. NONRESPONSE

Errors due to nonresponse result from the fact that some potential respondents do not provide the necessary information or the information proves to be unusable. Where the respondent has failed to respond to only some questions, this is referred to as partial nonresponse. In such a case, the missing data are imputed. Errors associated with imputation are described in Section 5, which deals with processing errors. In the present section, nonresponse includes collection nonresponse, which is mainly due to inability to contact the household or the refusal of the members of the household to participate partially or completely in the survey, as well as data collected from households that prove to be unusable.

The main impact of nonresponse on data quality is that it can introduce a bias in the estimates if the characteristics of respondents and nonrespondents differ and this difference has an impact on the characteristics studied. Nonresponse rates may easily be calculated, but they have only an indicative value with regard to data quality, since they do not allow estimation of the bias associated with the estimates. The scope of nonresponse may be considered as an indicator of the risks of bias in the estimates.

2.1 Nonresponse Rates and Vacancy Rates

In the SHS, since the units selected are dwellings, interviewers must first identify ineligible dwellings—that is, dwellings occupied by persons who are not part of the target population—as well as dwellings that no longer exist (demolished,

[3] In practice, we use the estimate of the proportion of households reporting an expenditure, which is multiplied by the sample size.

mobile home moved or dwelling converted to business location) and vacant dwellings (unoccupied, seasonal or under construction).

Among eligible dwellings, we next evaluate the proportion of households that did not respond to the survey, which is called the collection nonresponse rate. These include households that refused to participate in the survey and households where no contact could be made with the respondents, either because they were absent or because of special circumstances (language problem, illness, death).

Again among eligible dwellings, the rate of unusable data is determined. Unusable data refers to the number of households whose questionnaire was at least partially completed but which were rejected during the processing of the data. There are two main causes of rejection. First, when many of the questions on income or the questions on expenditures have been left unanswered, the questionnaire is classified as incomplete and is not used. The other source of rejection consists of questionnaires in which the difference between receipts (income and other sources of money received by the household) and disbursements (expenditures and net change in assets and liabilities) is greater than 20%. These questionnaires are also excluded from the estimation and are considered as nonresponse.

Table 2.1 shows the final nonresponse rate as well as the collection nonresponse rate, broken down by refusals and no-contacts, and the rate of unusable data broken down into incomplete and unbalanced questionnaires. The vacancy rate is also included. These rates are provided at the national level as well as at the provincial or territorial level.

Table 2.1
Nonresponse Rate (%) and Vacancy Rate (%) by Province or Territory and at the Canada Level

Province or Territory	Vacancy rate	Collection nonresponse rate			Unusable data rate			Final nonresponse rate (at estimation stage)
		TOTAL	No contact	Refusal	TOTAL	Incom-plete	Un-balanced	
Canada	**11.5**	**23.6**	**5.9**	**17.7**	**3.2**	**1.7**	**1.5**	**26.8**
Newfoundland	14.4	20.6	7.2	13.4	2.2	1.0	1.2	22.8
P.E.I.	16.5	22.3	5.6	16.7	1.5	0.8	0.7	23.8
N.S.	14.2	25.2	6.9	18.3	5.0	2.6	2.4	30.2
N.B.	14.1	23.2	5.5	17.7	4.3	2.6	1.7	27.5
Quebec	9.7	23.7	5.0	18.7	1.1	0.6	0.5	24.8
Ontario	6.7	31.2	8.6	22.6	4.5	3.0	1.5	35.7
Manitoba	14.1	17.9	3.6	14.3	2.7	1.3	1.4	20.6
Saskatchewan	16.1	18.2	4.4	13.8	3.1	1.7	1.4	21.3
Alberta	6.5	22.9	4.5	18.4	2.3	1.5	0.8	25.2
B.C.	9.7	26.8	6.5	20.3	4.8	1.5	3.3	31.6
Yukon	16.7	29.6	7.5	22.1	2.2	1.0	1.2	31.8
N.W.T.	12.6	6.8	2.0	4.8	1.4	0.2	1.2	8.2
Nunavut	11.9	7.3	3.3	4.0	0.0	0.0	0.0	7.3

The final nonresponse rate at the national level is 26.8%. It is mainly due to refusals (17.7%), households that we were unable to contact (5.9%), and finally to households for which the data were unusable (3.2%). Households with unusable data break down almost equally into those with incomplete data and those with unbalanced questionnaires.

The final nonresponse rate varies a lot from one province to another. Nunavut and the Northwest Territories register the lowest rates at 7.3% and 8.2% respectively, while Newfoundland, Prince Edward Island, Quebec, Manitoba and Saskatchewan are less then 25%. Rates in excess of 30% are observed for Nova Scotia, Ontario, British Columbia and Yukon. It is in Ontario that the nonresponse rate is the highest at almost 36%. The highest no contact (8.6%) and refusal (22.6%) rates are also observed in Ontario. In Canada overall, 66% of the nonresponse rate is due to refusals. It is in Quebec that this situation is worst where almost 72.4% of nonresponse is due to households that refuse to participate in the survey.

Interestingly, in Nunavut, all data collected is usable which means that the final nonresponse is due only to the collection nonresponse rate. We also observe a low unusable rate in Quebec (1.1%).

The vacancy rate is shown in Table 2.1, but it should be kept in mind that vacant dwellings do not contribute to the bias of the sample if they are correctly identified. By analysing vacancy rates, we can detect dwelling identification problems associated with the collection process. The national vacancy rate for the 1999 SHS is 11.5%, which is slightly lower than for the Labour Force Survey (LFS) for the same period but higher than the 1998 SHS rate of 10.5%.

2.2 Nonresponse According to Urbanization Level

Nonresponse varies according to urbanization level. The various rates at the national level are shown by urbanization level in Table 2.2.

Table 2.2
Nonresponse Rate (%) and Vacancy Rate (%) by Urbanization Level

Urbanisation category	Vacancy rate	Collection nonresponse rate			Unusable data rate			Total nonresponse rate (at estimation stage)
		TOTAL	No contact	Refusal	TOTAL	Incom-plete	Un-balanced	
URBAN								
1,000,000 or more	4.5	31.0	8.3	22.7	3.4	1.8	1.6	34.4
500,000 to 999,999	3.7	22.4	4.5	17.9	2.3	1.4	0.9	24.7
250,000 to 499,999	5.2	28.6	7.2	21.4	3.8	2.2	1.6	32.4
100,000 to 249,999	7.2	26.6	7.1	19.5	3.2	1.8	1.5	29.8
30,000 to 99,999	5.5	22.7	5.7	17.0	3.2	1.6	1.6	25.9
Less than 30,000	10.6	19.0	4.7	14.3	2.7	1.4	1.3	21.7
RURAL	25.3	18.8	4.6	14.2	4.0	1.8	2.2	22.8
TOTAL	11.5	23.6	5.9	17.7	3.2	1.7	1.5	26.8

The nonresponse rate generally increases with the urbanisation level. According to table 2.2, only the 500,000 to 1,000,000 and the 0 to 30,000 groups go against the rule. In the first case, the final nonresponse rate of 24.7% is quite different from that observed for the categories with population of 100,000 and more. This is mainly due to a collection nonresponse rate of 22.4% for the 500,000 to 1,000,000 category in comparison with more than 26% for the three other categories. In the second case, the final nonresponse rate at the rural level (22.8%) is slightly higher than at the 0 to 30,000 urbanisation level (21.7%) mainly because of the unusable data.

The collection nonresponse rate also increases with the urbanisation level, except for the urbanisation category "500,000 – 999,999". There is a big difference (12%) between the urbanisation categories "less than 30,000" and "1,000,000 or more". Refusals account for more than 60% of the total nonresponse at each level of urbanisation.

From an examination of the vacancy rate by urbanisation level, it appears that the vacancy rate at the rural level (25.3%) is more than twice that for low-population urban areas (10.6%). The latter also shows a rate that is higher than for the high-population urban areas. This phenomenon is also observed in the LFS and may be explained by a greater number of seasonal dwellings in rural areas. The same factor also explains the higher vacancy rate in the Atlantic provinces, as illustrated in Table 2.1, and especially in Prince Edward Island, which has a high proportion of rural dwellings. Since the SHS sample is more concentrated in high-population urban areas than the LFS, the national vacancy rate for the SHS can be expected to be slightly lower than that for the LFS.

2.3 Nonresponse According to Income Strata

Since income information is not available for nonrespondents, it is not possible to compare nonresponse rates according to income. However, the LFS sample design, used for the SHS, was designed in such a way that in seven large cities there are strata consisting of geographic areas where the average household income exceeds $100,000 as well as strata consisting of apartments inhabited by households with an average income of less than $20,000. Even though the number of such strata is small and accounts for only a small number of dwellings in the SHS sample (approximately 280 and 200 for high income and low income strata respectively, or less than 2% of the sample), the comparison of nonresponse rates in these two groups in relation to the other strata is revealing. Table 2.3 shows these results.

Table 2.3
Comparison of Nonresponse and Vacancy Rates (%) in High-income and Low-income Strata in Relation to Other Strata

Stratum type based on income	Vacancy rate	Collection nonresponse rate			Unusable data rate			Final nonresponse rate (at estimation stage)
		TOTAL	No contact	Refusal	TOTAL	Incom-plete	Un-balanced	
High-income	4.2	37.0	13.8	23.2	3.8	1.4	2.4	40.8
Regular	11.7	23.4	5.7	17.7	3.3	1.7	1.6	26.7
Low-income	4.1	21.5	12.2	9.4	1.7	0.0	1.7	23.2
TOTAL	**11.5**	**23.6**	**5.9**	**17.7**	**3.2**	**1.7**	**1.5**	**26.8**

The final nonresponse rate in high-income strata is a lot higher than in regular strata at 40.8%. The refusal rate for high-income strata is just under one in four households (23.2%), a rate approximately 30% higher than that for regular strata. The no contact rate is also quite high in high-income strata at 13.8%, which represents an important increase compared to the previous year (8.1%).

Households in low-income strata have a final nonresponse rate approximately 3 percentage points lower than regular strata. Different behaviour during collection is observed in low-income strata households. The no contact rate (12.2%) is higher than the refusal rate (9.4%) while the reverse is observed for the other strata and in tables 2.1 and 2.2.

As for SHS 1998 and 1997, the vacancy rate is higher for regular strata than for each of the two other strata. In high-income and low-income strata, the vacancy rates are almost the same with a difference of only 0.1%.

2.4 Adjustment for Nonresponse

To compensate for nonresponse, the weights in the SHS are inflated by the inverse of the weighted response rate within certain groups defined on the basis of the different urbanization levels in each province or territory. The weighted rates differ from the rates presented in this section since the former take into account the sampling weight of each household. An algebraic description of the nonresponse adjustment is provided in Appendix B.

The adjustment of weights for nonresponse takes into account the differences in nonresponse by urbanization level as described in Section 2.2. It will reduce the bias to the extent that the characteristics of respondents and nonrespondents are similar for a given urbanization level.

3. COVERAGE ERRORS

In the design of the survey, the target population was defined. It is useful to go over this definition, since a good understanding of the target population is necessary in order to properly interpret the survey data. It is important to note that in the SHS, the target population is different for the provinces and territories.

Target population

> The target population consists of individuals living in private households. It therefore excludes residents of institutions such as prisons, chronic care hospitals or senior citizens' homes, as well as members of religious orders and other groups living communally, members of the Armed Forces living in military compounds, and individuals residing permanently in hotels or rooming houses. Also excluded are foreign countries' official representatives residing in Canada and their families as well as individuals residing on Indian reserves or public lands. With these exclusions, the survey covers nearly 98% of the population in the ten provinces. In the Yukon, persons living in small communities or in unorganized areas are also excluded, and the survey covers approximately 81% of the population. The coverage of the Northwest Territories represents 92% of the population and the coverage of the Nunavut represents 89% of the population.[4]

Coverage errors result from inadequate representation of the target population based on the units of the sampling frame. Some units of the target population may be omitted from the sampling frame, in which case there is undercoverage. Other units that are not in the target population may be included by error, or some units may be included more than once; these units are responsible for overcoverage.

[4] In terms of households, the coverage of the Yukon, the Northwest Territories and the Nunavut represents respectively 80%, 93% and 90% of households.

3.1 Undercoverage and Overcoverage: Slippage Rates

In the SHS, the sample is selected using a list of dwellings in each selected cluster. Factors contributing to undercoverage are the omission of dwellings in the creation of the list, new dwellings that are added between the creation of the list and the interviewer's visit (mainly in developing areas) as well as the erroneous classification of vacant dwellings. The inclusion of dwellings that are not within the boundaries of the cluster is a source of overcoverage. Similarly, errors can take place due to improper identification of persons as members of the selected household during data collection. These errors also contribute to undercoverage or overcoverage.

A good representation of the target population is essential to the production of realistic expense estimates. The number of people per household is also an important characteristic in the estimation of household average expenses. Therefore, it is necessary that the sample not only adequately represents the individuals in the target population, but also the distribution of households according to their size.

In 1999, a weighting strategy that utilises new controls was introduced. This method results in a better correction of the representation of the target population by using a more detailed age-sex grouping than was used previously and for which the coverage varies from one group to the other.

There is generally net undercoverage of the number of persons in the SHS, which is corrected by an adjustment of weights using auxiliary data, which are based on post-censal demographic estimates. The slippage rate (see appendix B) is a measure of the percentage difference between the auxiliary data and the survey estimates calculated using weights not adjusted with these data[5]. Tables 3.1 and 3.2 respectively show slippage rates by age-sex group at the national level and at the provincial or territorial level, while Table 3.3 presents these rates for the household size categories used for the weight adjustment. A positive rate indicates overcoverage of the number of persons in the survey.

[5] The subweight which is the survey weight adjusted for nonresponse is used (see Appendix B).

Table 3.1
National Slippage Rates by Age-Sex Group

National Slippage Rates (%) by Age-Sex Group				
	Age	Sex		Total
		Male	Female	
Canada	0-6 years	4.1	-0.4	1.8
	7-17 years	-4.3	1.0	-1.9
	18-24 years	-16.0	-8.1	-12.1
	25-34 years	-20.3	-11.5	-15.9
	35-54 years	-9.6	-7.7	-8.7
	55-59 years	-9.9	-17.2	-13.6
	60-64 years	-7.8	-5.5	-6.6
	65-69 years	-8.0	-5.9	-6.9
	70 years and +	-11.2	-10.3	-10.7
	Total	**-9.8**	**-7.0**	**-8.4**

For the 1999 SHS, the national undercoverage rate was 8.4%. Undercoverage ranged from 6% to 13% in the provinces and reached its highest levels in the territories (15%, 12% and 16% for the Yukon, the Northwest Territories and Nunavut, respectively).

The SHS undercoverage rate for persons 15 years or older was similar to that observed in the Labour Force Survey (LFS), whose sampling frame is used by the SHS. Over the same period, the national LFS slippage rate was 10.1% [2], which is fairly close to the 10.7% SHS rate for those 15 years or older (data not presented).

If we analyze Table 3.1 with respect to age group, we can see that national slippage rates for children (0 to 6 and 7 to 17) are quite different from those for other age groups. Overcoverage or a slight undercoverage occurs with respect to children, while there is always undercoverage among adults. The highest national rates occurred among 18 to 24 year old and 25 to 34 year old men, and among 25 to 34 year old and 55 to 59 year old women. For both sexes considered together, the highest undercoverage rates occurred in the same groups as they did among the women alone. It also appears that slippage rates generally differ by sex.

Provincially, total undercoverage in Quebec, Ontario, Manitoba, Saskatchewan and Alberta was slightly less than the undercoverage observed nationally. The opposite was observed for the other provinces and for the territories. However, a low overall rate of undercoverage is no guarantee of better coverage. For example, Saskatchewan's overall slippage rate (-6.4%) concealed the third worst case of undercoverage for a provincial age-sex group (30.7% among 18 to 24-year-old men) and the worst case of overcoverage (15.2% among 7 to 17 year-old females). We can also see that the pattern of slippage rates differs substantially for age-sex groups from one province to the next.

Table 3.2
Slippage Rates for Provinces and Territories by Age-Sex Group

Slippage Rates (%) by Age-Sex Group														
Sex	Age	Newfoundland	Prince Edward Island	Nova Scotia	New Brunswick	Quebec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	British Columbia	Yukon	Northwest Territories	Nunavut
Male	0-6	-0.8	-10.9	-9.3	0.6	13.2	5.0	-2.6	0.6	4.3	-7.8	-14.9	-7.8	-10.3
	7-17	-10.5	-5.9	-10.8	-2.7	-1.6	-9.1	-9.0	-2.4	6.4	-0.9			
	18-24	-24.0	-40.1	-30.2	-24.0	-19.8	-11.4	-17.2	-30.7	-3.1	-21.5	-26.0	-19.4	-24.8
	25-34	-25.4	-13.0	-23.5	-14.6	-6.9	-27.4	-12.1	-8.4	-25.0	-23.5			
	35-54	-11.6	-12.7	-14.5	-15.0	-14.3	-4.0	-7.7	-9.2	-10.1	-14.6			
	55-59	-8.1	-18.9	-7.2	-8.8	-18.3	-5.5	-12.6	-12.6	-11.6	-3.8			
	60-64	-12.7	5.5	-5.4	-15.3	8.0	-10.8	-10.2	-18.3	-22.7	-15.4			
	65-69	0.4	-16.9	1.7	-9.9	-3.5	-10.4	6.8	-1.7	-9.9	-16.5			
	70 +	4.6	-10.5	-15.3	-16.1	-7.2	-16.0	-6.8	-7.2	7.1	-17.5			
	Total	-12.3	-13.8	-14.9	-12.3	-8.1	-9.6	-8.7	-9.3	-7.1	-13.7	-23.1	-15.8	-18.6
Female	0-6	-5.0	13.3	-0.4	5.3	7.4	-1.8	-4.1	15.2	-3.4	-11.6	-5.0	0.6	-6.6
	7-17	-6.3	-0.1	-9.1	-2.7	0.4	4.3	-16.9	1.4	2.2	0.8			
	18-24	-21.6	-37.3	-22.6	-16.1	-4.7	-1.8	-6.7	-6.7	-13.2	-20.6	-12.6	-10.6	-16.2
	25-34	-10.3	3.0	-4.4	-6.9	2.2	-18.3	-4.2	-10.4	-11.4	-19.7			
	35-54	-12.4	-16.1	-15.2	-11.6	-12.9	-2.9	-8.0	-4.5	-5.8	-10.7			
	55-59	4.9	9.8	-14.4	-10.5	-11.5	-27.3	-3.7	-8.0	-11.4	-14.9			
	60-64	-13.1	-21.1	-3.0	-7.5	-1.4	-4.5	6.3	-7.5	-21.0	-8.3			
	65-69	-10.9	-12.8	2.3	1.3	-3.6	-3.3	-12.0	-18.1	-5.7	-16.1			
	70 +	-9.6	0.4	5.2	-9.8	-10.3	-12.3	2.1	-3.5	-2.5	-19.3			
	Total	-10.5	-8.0	-9.0	-7.9	-5.5	-6.1	-6.6	-3.4	-6.5	-12.5	-6.7	-7.0	-12.0
Total		**-11.4**	**-10.8**	**-11.9**	**-10.1**	**-6.8**	**-7.8**	**-7.7**	**-6.4**	**-6.8**	**-13.1**	**-15.1**	**-11.5**	**-15.5**

Nationally, the number of households was underestimated by 6.2%. See table 3.3. This slippage rate is comparable to the -8.4% slippage rate for individuals. If we compare the number of single-person households to the number of two- and three-person households nationally, we can see that the underestimation of two-person households is less than for both other categories.

In terms of the provinces and territories, there is a substantial variation in the slippage rate for one-person households. This rate ranged from 10% in Nova Scotia to -22% for the Yukon. The same phenomenon occurred with respect to two-person households, where the slippage rate ranged from -13% in British Columbia to 13% in the Northwest Territories. The slippage rate for households of three or more persons was less variable, with all values similar to the national one except for Newfoundland (-15.1%), Nova Scotia (-17.4%) and Alberta (-4%).

Table 3.3
Slippage Rates for Provinces and Territories by Household Size

Province or Territory	Slippage Rate (%)			
	Number of households	Number of one-person households	Number of two-person households	Number of three-person and plus households
Canada	**-6.2**	**-6.9**	**-1.2**	**-9.4**
Newfoundland	-9.1	-13.1	3.3	-15.1
Prince Edward Island	-6.4	-3.6	-1.0	-11.6
Nova Scotia	-5.9	10.1	-2.7	-17.4
New Brunswick	-7.8	-3.0	-6.7	-10.8
Quebec	-5.3	-10.8	5.4	-10.0
Ontario	-5.2	-3.8	-0.9	-8.9
Manitoba	-2.6	3.0	3.7	-11.5
Saskatchewan	-5.5	-8.0	-1.1	-7.4
Alberta	-4.8	-7.5	-3.9	-4.0
British Columbia	-11.8	-11.6	-12.8	-11.0
Yukon	-13.5	-22.3	-5.1	-14.0
Northwest Territories	-2.2	4.0	12.8	-10.1
Nunavut	-27.1	-27.1[6]		

3.2 Adjustment for Coverage Error at the Population Level and Household Levels

To correct the coverage problem illustrated in tables 3.1 and 3.2 and reduce the resulting bias, the survey data are adjusted during weighting using demographic estimates for the age groups defined in the table, for each province or territory. For more information on the methodology of the adjustment, see reference [6]. This adjustment greatly reduces the bias caused by coverage errors but does not completely eliminate bias if the characteristics of the individuals omitted from the survey differ from those of the included individuals for a given age group in a province or territory.

Furthermore, the effectiveness of the coverage adjustment based on demographic estimates depends mostly on the quality of those estimates and their accuracy in representing the target population of the survey. The demographic estimates are not error-free. They are post-censal estimates based on the population counts from the 1996 Census adjusted for net undercoverage, and they take into account recent statistics on migration, births, deaths, etc. These demographic estimates are adjusted to account for certain exclusions specific to household surveys, such as persons living in institutions. Conceptually, they differ slightly from the SHS target population in that they include persons living in non-institutional collective dwellings, such as members of groups living communally and individuals permanently residing in hotels or rooming houses. However, this difference is considered negligible, since such individuals represent less than 0.4% of the Canadian population.

[6] Only the total number of households was used for Nunavut.

To remedy the issue of the sample's representivity with respect to the number of households based on their respective sizes as illustrated in Table 3.3, we use supplementary data to adjust the data appearing in the survey. By adjusting the weight of the SHS to reflect post-census estimates of the number of households by size, we hope to compensate for the bias produced by inadequate representation of households. However, we will not necessarily succeed in eliminating such bias if features of uninterviewed (omitted or non-respondent) households differ from those of responding households for the same size or group. Naturally, the success of such an adjustment depends on the quality of the supplemental data.

In addition to demographic estimates of age-sex groups by province and territory, three other groups of supplementary data are used during weighting to adjust survey data and thereby improve their representivity. The first set of data is used to control for the number of children and adults in certain major cities. The second is designed to control for the number of single-parent households and couples with children by province. Finally, counts for major categories of income from wages and salary are used when adjusting weights to ensure a certain degree of consistency between the income distributions from the SHS and from outside sources.

4. RESPONSE ERRORS

Response errors represent a lack of accuracy in responses to questions. They can be attributed to different factors, including a questionnaire that requires improvements, misinterpretation of questions by interviewers or respondents, and errors in respondents' statements.

In the SHS, there can be various reasons for errors in respondents' statements. First, there are recall errors that occur when a respondent forgets expenditures made during the period covered by the survey (which corresponds to the calendar year) or provides an erroneous value because of the time interval that has elapsed between the time of purchase and the date of the interview. Recall errors are probably the survey's largest source of response error, since the reference period is long (12 months) and a great variety of information is requested.

One of the main measures taken to minimize recall error in the SHS is to calculate, for each household, the difference between receipts (income and other amounts received by the household) and disbursements (expenditures plus net change in assets and liabilities). When the difference exceeds 10% of receipts or disbursements, with the higher amount being retained, respondents are contacted again in order to obtain additional information and to try to identify errors or omissions. The respondent is also encouraged to consult various documents (invoices, bank statements, etc.) in order to provide more accurate data. To determine expenditures for small items purchased at regular intervals, interviewers generally suggest to respondents that they estimate the frequency of the purchases and the price generally paid in order to derive expenditures for a twelve-month period.

A second source of error in respondents' reporting is telescopic error, which consists of including in the reference period events that occurred before it. In the SHS, the use of the calendar year is considered to provide a good marker for the start of the reference period. Furthermore, since the reference period is a long one, telescopic error has less impact.

Responses by proxy can also contribute to response error. The household member who made an expenditure is generally best able to report it accurately. This is definitely the case with, say, personal purchases. Expenditures reported by an intermediary are more likely to be tainted by response error, and this type of error tends to have a greater effect on certain types of expenditures.

Among other sources of response error, the extent of the respondent's co-operation should not be overlooked. For personal reasons, the respondent may decide not to mention particular expenditures or twist the facts.

In the SHS, another factor is the response burden, owing to the length of the interview and the great variety of items to be reported, as well as the pace of the interview. This can lead to respondent fatigue and affect the quality of the responses obtained. For respondent households that have supplied usable data, the average time needed to complete the interview is 1 hour and 50 minutes. The interview time varies greatly from one household to another, depending on household size, income and various other characteristics. For some households, the interview can take more than 5 hours.

While response errors are a major source of error in a historical interview, they are the aspects of data quality that are the hardest to measure. Generally, to attempt to measure them, it is necessary to conduct quite costly special studies. Efforts are made to combat response errors by using survey techniques designed to reduce them.

5. PROCESSING ERRORS

Processing errors can arise in all types of data handling. The main stages of data processing are coding, data entry, editing, imputation of partial nonresponse and weighting. In the SHS different procedures are applied at each stage in order to minimize processing errors and the survey estimates are compared with other data sources prior to release. Errors related to the adjustments made at the weighting stage have been described in sections 2 and 3. The other types of processing errors are covered in this section.

Coding is necessary for only a few questions. This is done by the interviewer and subsequently verified by a senior interviewer. Data entry is done with the help of an automated verification system that groups the questionnaires into batches and chooses some questionnaires from each batch to be entered a second time. Any errors found will then be corrected. If the number of errors in a batch is greater than a certain threshold, then the entire batch is submitted for re-entry.

The first stage of automated verification is done after each questionnaire has been verified manually by both the interviewer and the senior interviewer. It is ensured that the respondent's answers respect some essential consistency rules. Unusual situations that may justify corrections are also identified. This stage of verification is done in the Statistics Canada regional offices in case it is necessary to recontact respondents if some supplementary information is required to resolve inconsistencies in their answers. Members of the verification teams that received special training in this area solve any problems identified. Thereafter, other verification checks are done at head office and invalid responses are corrected.

The processing of SHS data also involves imputation for partial nonresponse. Partial nonresponse occurs when the respondent refuses to answer or doesn't know the answer to certain questions. The imputation approach differs depending on whether the data is categorical or continuous. Categorical data takes on only specific values as in yes/no questions or type of dwelling questions, while continuous data can take any numerical value as for income and expenditure data.

Categorical data, which are obtained mainly in the facilities and equipment section of the questionnaire, are imputed with the help of a "hot deck" imputation technique that randomly chooses a donor from a group of answering households with similar characteristics.

Income and expenditure data are imputed with the nearest neighbour technique. The imputation is done on one group of variables at a time with the groups being chosen by taking the relationships among variables into account. A group generally corresponds to a section of the questionnaire. For every group, the missing values of the recipients (households that have some missing data for at least one of these variables) are imputed from data of the most similar record among all donors (households that have no missing values for these variables). For each recipient the closest donor is chosen as the one that minimizes a particular distance function. This function is based on matching variables chosen because they are correlated with the variables to be imputed. For example, the total income of a household is chosen as a matching variable for all sections pertaining to expenditures. It must also be ensured that, after receiving the donor values, the recipient household satisfies some consistency rules. In general, the imputation is done at the household level, but in some groups, e.g., income and clothing expenditures, the imputation is done at the person level since the original data is collected at that level.

The bias caused by imputation of partial nonresponse is difficult to evaluate. It depends on the differences between respondents and nonrespondents as well as the ability of the imputation method to produce unbiased estimates. However, the imputation rate gives an indication of the importance of partial nonresponse. Also, the impact of imputed values on the total estimates can be a good indicator of potential bias in these estimates. These data quality indicators are presented in the following sections[7].

[7] For operational reasons, these data quality indicators are not available for categorical data such as Household Facilities and Equipment for the 1998 SHS.

5.1 Measure of the Impact of Imputation

The imputation rate of any variable is defined as the percentage of usable households (or usable persons for appropriate variables) requiring this variable to be imputed. In SHS, the partial nonresponse corresponds mainly to respondents who indicate that they have spent money for a certain category of expenditure but their total amount for the required reference period is unknown. Imputed values then have to be strictly positive. For any infrequent expenditure category or income source where a high proportion of households report a value of 0, the proportion of the estimates that is accounted for by imputed values then becomes a better measure of the imputation effect. This measure, referred to here as the impact of imputation, is defined as the total weighted imputed values divided by the total estimate (sum of weighted values). An algebraic description of the impact of imputation is provided in Appendix B.

Table 5.1
The impact of imputing income and expenses

Characteristics	Impact of imputation
Total income	**0.17%**
Total expenditure	**0.69%**
Total current consumption	**0.18%**
Food	0.02%
Shelter	0.09%
Household operation	0.03%
Household furnishings and equipment	0.01%
Clothing	0.04%
Transportation	0.18%
Health care	0.12%
Personal care	0.69%
Recreation	0.06%
Reading materials and other printed matter	0.01%
Education	0.29%
Tobacco products and alcoholic beverages	0.11%
Games of chance expense (net)	0.13%
Miscellaneous expenditures	2.37%
Personal income tax	2.96%
Personal insurance payments and pension contributions	0.48%
Gifts of money and contributions	0.10%

This indicator has the advantage that it can be calculated for aggregate expenditures. The impact on total expenditures is around 0.7% whereas for total income, it is near 0.2%. The largest impacts are on miscellaneous expenditures and personal taxes where the impacts are respectively 2.4% and 3.0%. For the rest of the categories, the impact is less than 0.7%.

5.2 Proportion of Households or Persons Requiring Imputation at National and Provincial Level

A preliminary indication of the magnitude of the partial nonresponse is the proportion of households requiring imputation and the number of variables imputed by household. The questionnaire can be divided into two major groups of variables, those collected at the household level and those collected at the individual level such as income and clothing expenditure. For this second type of variable, it is accepted that the respondent provides only the total income or total clothing expenditures if he/she is unable to provide the breakdowns by source of income or type of expenditure. The level of imputation for the components of income and clothing expenditure is then larger but does not effect the total income, total clothing expenditure or total expenditure.

The percentage of households requiring imputation for household expenditure (excluding clothing expenditures) is presented in the next sub-section. The following sub-section presents the percentage of persons requiring imputation for a clothing expenditure variable and the percentage of persons requiring imputation for an income variable. The results are provided at both the national and provincial or territorial levels. This gives an indication of which provinces or territories are more affected by imputation than others, as well as compared to the national level.

5.2.1 Household Expenditure Imputation by Province or Territory

The percentage of usable households that required imputation for an expenditure variable (excluding clothing expenditures) is presented in Table 5.2. The usable households correspond to all sampled households excluding no contact, refusal, incomplete and unbalanced as defined in section 2. The table is broken down by the number of variables (out of 237) imputed for a household.

Table 5.2
Households Requiring Expenditure Imputation by Province and Territory

Province or Territory	Households (%) requiring imputation for EXPENDITURE VARIABLES (excluding clothing expenditures)			
	Number of variables imputed (out of 237)			TOTAL
	1	2	3 or more	
Canada	**5.2**	**1.0**	**0.8**	**6.9**
Newfoundland	3.7	1.0	0.4	5.1
Prince Edward Island	5.0	0.2	0.0	5.1
Nova Scotia	6.7	2.1	1.2	10.0
New Brunswick	4.9	0.8	0.3	6.0
Quebec	2.4	0.4	0.1	2.8
Ontario	7.0	0.9	1.2	9.2
Manitoba	5.7	0.7	0.6	7.0
Saskatchewan	2.9	0.6	0.1	3.5
Alberta	3.5	0.1	0.0	3.5
British Columbia	7.8	2.3	1.6	11.7
Yukon	11.1	0.3	0.5	11.8
Northwest Territories	9.6	3.7	0.5	13.9
Nunavut	1.7	0.0	10.4	12.2

Table 5.2 indicates that 7% of households required some expenditure imputation (when we exclude the clothing section), but with a little bit more than 75% of them having only one variable imputed. There are very few households that had more than 1 variable imputed (1.8%). The results at the provincial or territorial level are slightly higher or lower than at the national rate (6.9%) but more than 10% of the households have been imputed in British Columbia (11.7%) and the three territories with 11.8% in Yukon, 13.9% in Northwest Territories and 12.2% in Nunavut. Quebec, Saskatchewan and Alberta have the lowest imputation rates at 2.8, 3.5 and 3.5 percent respectively.

5.2.2 *Clothing Expenditure and Income Imputation by Province*

Since some respondents provide only totals for clothing expenditure and income variables, a two-stage procedure is used to impute these variables (at the individual level). Individuals who require only imputation of certain components are imputed first, followed by those for which totals are available and require imputations on all their components (see reference [6] for a more detailed description of this process).

The percentage of usable individuals (persons that are members of usable households) requiring imputation for an income variable are presented by province or territory in Table 5.3. The percentage of persons that had exactly one variable imputed, those that had two or more variables (but not all) imputed and the percentage of persons for which only total income was available and required having all their components imputed are shown. The total percentage of persons requiring some form of income imputation is also provided. The last column of Table 5.3 indicates this total percentage of persons requiring some form of imputation for the clothing expenditure variables.

Table 5.3
Persons requiring Income Imputation and Persons requiring Clothing Expenditure Imputation by Province

Province or Territory	Percentage of persons requiring imputation for INCOME VARIABLES				Percentage of persons requiring imputation for CLOTHING EXPENDITURE VARIABLES (out of 11)
	1 variable imputed	2 or more variables imputed (not all)	All variables imputed (total income known)	TOTAL (any form of income imputation)	
Canada	**0.6**	**0.2**	**1.9**	**2.7**	**17.3**
Newfoundland	0.3	0.1	1.6	2.0	15.8
Prince Edward Island	0.2	0.3	1.7	2.2	16.5
Nova Scotia	0.5	0.3	1.8	2.6	11.8
New Brunswick	0.2	0.1	3.5	3.8	12.3
Quebec	0.5	0.1	1.3	1.8	25.1
Ontario	1.0	0.2	1.4	2.6	15.9
Manitoba	2.1	0.3	2.0	4.4	17.1
Saskatchewan	0.2	0.2	1.4	1.8	17.4
Alberta	0.0	0.2	2.9	3.1	14.5
British Columbia	1.0	0.2	2.4	3.7	18.6
Yukon	0.1	0.0	0.4	0.5	23.6
Northwest Territories	0.0	0.2	1.8	2.0	33.0
Nunavut	0.0	0.0	0.0	0.0	25.1

From these results, less than 3% of the persons from usable households had some imputations performed on at least one income variable. For 70% of them, the respondent gave the total income but all their components had to be imputed. For many of the remaining persons requiring imputation, only one component of income (one variable) had to be imputed. Provincially the percentage of persons requiring some imputation on at least one income variable are also low, ranging from a high of 4.4% for Manitoba to a low of 0% for Nunavut.

From the last column of the table, we observe that slightly more than 17% of persons required imputation for clothing expenditure variables. Many provincial and territorial rates are close to the national level. Exceptions include Nova Scotia and New Brunswick with lower rates (both around 12%), and Quebec (25%) and the three territories (Yukon, 24%; Northwest Territories, 33%; Nunavut, 25%) where the rates were higher. Almost all these people provided their total expenditure on clothing but required imputation of the components. The higher level of imputation required on clothing expenditure components implies that the estimates for these components could be greatly affected by imputation, while the effect on the estimates for total clothing expenditures will be negligible.

BIBLIOGRAPHY

[1] Methodology of the Canadian Labour Force Survey, Catalogue Number 71-526-XPB.

[2] Labour Force Survey, Quality Report, Surveys 0798 to 1298, Household Survey Methods Division.

[3] Lemaître, G. and Dufour, J. (1987). An Integrated Method for Weighting Persons and Families, *Survey Methodology*, Vol.13, n 2, pp.211-220, Statistics Canada

[4] The Nation: 1996 Census of Population 93F0030XDB96009, Statistics Canada, Electronic Shelf.

[5] The Nation: 1996 Census of Population 93F0029XDB96002, Statistics Canada, Electronic Shelf.

[6] Tremblay, J. and Arsenault, S. (2001). Methodology of the Survey of Household Spending, Household Survey Methods Division, Statistics Canada.

[7] Wolter, K.M. (1985). Introduction to Variance Estimation, Springer-Verlag New-York Inc.

[8] Spending Patterns in Canada (1998), Catalogue Number 62-202-XPE.

APPENDIX A

List of detailed tables available on request

1. Nonresponse Rates (No contact, refusal, Unusable data) by urbanization level and province or territory

2. Nonresponse Rates (No contact, refusal, Unusable data) by community in Territories

3. Impact of Imputed Data on Estimates for all Expenditure Variables

4. Impact of Imputed Data on Estimates for all Income Variables by Province

5. Error Rate with the Suppression Rule in Metropolitan Area

APPENDIX B

Algebraic notation

1. Notation of weights

$\bullet_k^{-1}$: *Design Weight* : inverse inclusion probability for a given household k.

w^{NR}_k : *Subweight* : weight adjusted for nonresponse

w^{I}_k : *Final Weight* : weight adjusted for nonresponse and controls regression estimator)

2. Nonresponse Adjustment

The Nonresponse adjusted weights for a household k, denoted as w^{NR}_k are

$$w_k^{NR} = \pi_k^{-1} * \frac{1}{rate_g} \qquad with \qquad rate_g = \frac{\sum_{k=1}^{n_{r,g}} \pi_k^{-1}}{\sum_{k=1}^{n_{s,g}} \pi_k^{-1}}$$

where

$n_{r,g}$ is the number of respondents in nonresponse group g,

$n_{s,g}$ is the number of eligible households in the sample in nonresponse group g, and

$\bullet_k^{-1}$ is the design weight assigned to household k.

3. Calculation of the slippage rate

$$rate_c = 100 * \frac{w^{NR}{}_c - t_c}{t_c}$$

Where

$w^{NR}{}_c$ is the subweight adjusted for the nonresponse for the control group c,

t_c is the total for the auxiliary data for the control group c

4. Calculation of the Impact of the Imputation on the Estimate

The impact of the imputation on the estimate is defined as

$$I = \frac{\sum_{k=1}^{n_{s,I}} w_k^f \hat{y}_k}{\sum_{k=1}^{n_{s,R}} w_k^f y_k + \sum_{k=1}^{n_{s,I}} w_k^f \hat{y}_k}$$

Where

$n_{s,R}$ is the number of usable households who provided a value for the characteristic y,

$n_{s,I}$ is the number of usable households for which value has to be imputed,

y_k is the value provided by the k^{th} household,

$\hat{y}_k$ is the imputed value for the k^{th} household, and

w^f_k is the final weight of the k^{th} household.

Division de la statistique du revenu

62F0026MIF - 01002

Enquête sur les dépenses des ménages de 1999
Indicateurs de qualité des données

Préparé par :
Sophie Arsenault
Sylvana Beaulieu
Jean-Luc Bernier
José Gaudet
Michael Moras
Christian Nadeau

Octobre 2001

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Des données sous plusieurs formes

Statistique Canada diffuse les données sous formes diverses. Outre les publications, des totalisations habituelles et spéciales sont offertes. Les données sont disponibles sur Internet, disque compact, disquette, imprimé d'ordinateur, microfiche et microfilm, et bande magnétique. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, la base de données ordinolingue et le système d'extraction de Statistique Canada.

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Services aux clients, Division de la statistique du revenu, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 ((613) 951-7355; (888) 297-7355: revenu@statcan.ca) ou à l'un des centres de consultation régionaux de Statistique Canada :

Halifax	(902) 426-5331	Regina	(306) 780-5405
Montréal	(514) 283-5725	Edmonton	(403) 495-3027
Ottawa	(613) 951-8116	Calgary	(403) 292-6717
Toronto	(416) 973-6586	Vancouver	(604) 666-3691
Winnipeg	(204) 983-4020		

Vous pouvez également visiter notre site sur le Web :http://www.statcan.ca

Un service d'appel interurbain sans frais est offert **à tous les utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication locale** des centres de consultation régionaux.

Service national de renseignements	**1 800 263-1136**
Service national d'appareils detélécommunications pour les malentendants	**1 800 363-7629**
Numéro pour commander seulement (Canada et États-Unis)	**1 800 267-6677**

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente

On peut se procurer ce produit n° 62F0026MIF-01002 au catalogue sur internet gratuitement. Pour obtenir un numéro de ce produit, les utilisateurs sont priés de se rendre à http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/research_f.cgi.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et dans la langue officielle de leur choix. A cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous.

Statistique Canada
Division de la statistique du revenu

Enquête sur les dépenses des ménages de 1999
Indicateurs de qualité des données

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2001

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

octobre 2001

N° 62F0026MIF - 01002 au catalogue

Périodicité : Irrégulier

Ottawa

This publication is available in English upon request.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Résumé:

Ce document présente les indicateurs de qualité produits pour l'enquête sur les dépenses des ménages de 1999. On y trouve les indicateurs de qualité usuels utiles aux utilisateurs pour l'interprétation des données tel que les coefficients de variation, les taux de non-réponse, les taux d'imputation et l'impact des données imputées sur les estimations. On y a également ajouté certains indicateurs moins fréquemment utilisés comme les taux de glissement et des mesures de la représentativité de l'échantillon pour certaines caractéristiques qui permettent d'évaluer la méthodologie de l'enquête

Les auteurs remercient l'équipe responsable de l'enquête sur les dépenses des ménages de la division des statistiques sur le revenu (DSR) pour leur collaboration dans la préparation de ce document.

TABLE DES MATIÈRES

FAITS SAILLANTS 9

INTRODUCTION 11

1. LES ERREURS D'ÉCHANTILLONNAGE 12
- 1.1 Les mesures de l'erreur d'échantillonnage 12
- 1.2 Les coefficients de variation 12
  - Tableau 1.1
    Coefficients de variation par province et territoire ainsi qu'au niveau du Canada pour l'estimation de la moyenne des dépenses par ménage pour quelques catégories de dépenses sommaires et pour l'estimation du revenu moyen. 14
  - Tableau 1.2
    Coefficients de variation par province et territoire ainsi qu'au niveau du Canada pour quelques catégories des caractéristiques des logements et l'équipement ménager 15
- 1.3 Modèle pour dériver une approximation du CV 15
- 1.4 Suppression des données non fiables dans les tableaux d'estimations 17

2. LA NON-RÉPONSE 17
- 2.1 Les taux de non-réponse et les taux de vacance 18
  - Tableau 2.1
    Taux de non-réponse et taux de vacance par province ou territoire ainsi qu'au niveau Canada 19
- 2.2 La non-réponse selon le niveau d'urbanisation 20
  - Tableau 2.2
    Taux de non-réponse et taux de vacance par niveau d'urbanisation 20
- 2.3 La non-réponse selon les strates de revenu 21
  - Tableau 2.3
    Comparaison des taux de non-réponse et de vacance des strates à revenu élevé et à faible revenu par rapport aux autres strates 21
- 2.4 L'ajustement pour la non-réponse 22

3. ERREURS DE COUVERTURE 22
- 3.1 Le sous-dénombrement et le surdénombrement : les taux de glissement 23
  - Tableau 3.1
    Taux de glissement nationaux selon le groupe d'âge croisé avec le sexe 24
  - Tableau 3.2
    Taux de glissement pour les provinces et les territoires selon le groupe d'âge-sexe croisé 25
  - Tableau 3.3
    Taux de glissement pour les provinces et les territoires selon la taille de ménage 26
- 3.2 L'ajustement pour l'erreur de couverture au niveau de la population et du nombre de ménages 26

TABLE DES MATIÈRES (concluded)

4. LES ERREURS DE RÉPONSE **27**

5. LES ERREURS DE TRAITEMENT **29**
5.1 Mesure d'impact de l'imputation 30
Tableau 5.1
L'impact de l'imputation du revenu et des dépenses 31
5.2 Proportion de ménages ou personnes imputés au niveau national et provincial 307
Tableau 5.2
Ménages qui nécessitent l'imputation de dépenses par province 32
Tableau 5.3
Personnes qui nécessitent l'imputation du revenu et personnes qui nécessitent l'imputation de dépenses en vêtements par province 33

BIBLIOGRAPHIE **35**

ANNEXE A
Liste de tableaux détaillés disponibles sur demande **36**

ANNEXE B
Notation algébrique **37**

FAITS SAILLANTS

Les erreurs d'échantillonnage

- Les coefficients de variation (CV) de l'estimation de la moyenne des dépenses par ménage varient entre 1,0 % et 1,7 % selon les provinces. Les CV sont plus élevés dans les territoires soit 6,0 % au Yukon, 3,8 % dans les territoires du Nord-Ouest et 4,5 % au Nunavut.

La non-réponse

- Le taux de non-réponse est de 26,8 %, attribuable à près de 6 % des ménages qu'on n'a pas réussi à contacter, à 18 % de refus et à un peu plus de 3 % de ménages pour lesquels les données ont été considérées inutilisables soit parce qu'elles étaient incomplètes (1,7 %) ou encore qu'elles ont été rejetées parce que les différences entre les entrées et les déboursés rapportés sur le questionnaire excédaient 20 % (1,5 %).

- L'analyse des taux de réponse dans les strates d'aires géographiques à revenu élevé et à faible revenu provenant du plan d'échantillonnage révèle que le taux de non-réponse dans les strates à revenu élevé est environ 55 % supérieur à celui observé dans les strates régulières surtout à cause des refus et des données incomplètes qui sont beaucoup plus fréquents.

- Les ménages des strates à faible revenu ont un taux de non-réponse final environ 3 points de pourcentage inférieur à ceux des strates régulières et cette différence provient presque entièrement d'un comportement différent à la collecte puisque le taux de non-contact est supérieur au taux de refus alors que c'est l'inverse pour les autres strates. Il y a 8 points de pourcentage de moins au niveau du taux de refus pour les strates à revenu faible par rapport aux strates régulières.

Les erreurs de couverture

- Le taux de glissement pour les individus de 15 ans et plus indique un sous-dénombrement de 10,7 % de la population, un taux similaire à celui que l'on observe dans l'Enquête sur la population active (EPA) pour une même période. Le taux de glissement pour les enfants (0 à 17 ans) est très différent de celui des autres groupes d'âge. On observe un sous-dénombrement des enfants de 0,4 %.

- Les poids de l'enquête sont ajustés pour tenir compte du glissement mais le biais sera réduit dans la mesure où les caractéristiques des individus omis sont similaires à celles des individus inclus dans les groupes d'âge provinciaux utilisés pour l'ajustement.

Les erreurs de réponse

- Les erreurs de réponse comprennent, entre autres, les erreurs de rappel, l'erreur télescopique et les erreurs dues aux réponses par procuration. Dans

l'EDM, le fardeau imposé au répondant, étant donné la longueur de l'entrevue, peut entraîner la fatigue du répondant et avoir un impact sur la qualité des données. Le temps moyen pour compléter l'entrevue pour les ménages répondants qui ont fourni des données utilisables est de 1 heure 50 minutes. Le temps total d'entrevue varie selon les caractéristiques des ménages et peut prendre plus de 5 heures pour certains ménages.

Les erreurs de traitement reliées à l'imputation

i) Des variables de dépenses

- Il a fallu imputer au moins une variable de dépenses pour 6,9 % des ménages mais pour la majorité d'entre eux, seulement une ou deux variables parmi les 237 variables de dépenses (on exclue ici la section sur les dépenses vestimentaires) ont été imputées.

- Les valeurs imputées contribuent à 0,7 % des dépenses totales et à moins de 0,7 % des estimations du total des dépenses pour chaque catégorie de dépenses sommaire, sauf pour les dépenses diverses (2,4 %) et pour les impôts personnels (3,0 %).

- Un peu plus de 17 % des individus ont nécessité l'imputation de variables sur les dépenses vestimentaires mais pour la très grande majorité, le total était fourni par le répondant et les composantes ont été imputées.

ii) Des variables de revenu

- Il a fallu imputer au moins une variable de revenu pour moins de 3 % des individus. Pour un peu plus de 70 % d'entre eux, le revenu total était fourni par le répondant mais toutes les composantes (sources de revenu) ont été imputées.

- Les valeurs imputées contribuent à seulement 0,2 % de l'estimation du revenu total.

INTRODUCTION

L'Enquête sur les Dépenses des Ménages (EDM) est une enquête annuelle qui collecte les dépenses et les revenus des ménages à l'aide d'entrevues personnelles auprès d'un échantillon d'environ 27 000 ménages répartis dans les 10 provinces et les trois territoires. La collecte est effectuée au cours des mois de janvier, février et mars et les revenus et dépenses sont obtenus pour la période du 1er janvier au 31 décembre de l'année précédente. Cette enquête remplace l'enquête périodique sur les dépenses des familles avec comme principales différences que le niveau de détail a été réduit dans le questionnaire, que l'échantillon a été augmenté pour satisfaire les besoins d'estimations provinciales du Projet d'Amélioration des Statistiques Économiques Provinciales (PASEP) et que l'enquête est maintenant annuelle. Elle devient également le véhicule de collecte pour les caractéristiques des logements et l'équipement ménager en remplacement de l'Enquête sur l'Équipement Ménager. L'enquête de 1997, qui réfère aux dépenses effectuées au cours de l'année 1997, correspond à la première année de l'enquête suite à ce remaniement.

L'EDM, comme toutes les enquêtes, est sujette aux erreurs et ce malgré toutes les précautions prises aux différentes étapes de l'enquête pour les contrôler. Quoiqu'il n'existe pas de mesure exhaustive de la qualité des données d'une enquête, certaines mesures de qualité produites aux différentes étapes de l'enquête peuvent fournir à l'utilisateur de l'information pertinente pour une bonne interprétation des données.

Ce document vise donc à présenter les indicateurs de qualité produits pour l'enquête sur les dépenses des ménages de 1999. On y trouve les indicateurs de qualité usuels généralement utiles aux utilisateurs pour l'interprétation des données tel que les coefficients de variation, les taux de non-réponse, les taux d'imputation et l'impact des données imputées sur les estimations. On y a également ajouté certains indicateurs moins fréquemment utilisés comme les taux de glissement et des mesures de la représentativité de l'échantillon pour certaines caractéristiques qui permettent d'évaluer la méthodologie de l'enquête.

Les indicateurs de qualité ont été classés selon les principaux types d'erreur que l'on retrouve dans une enquête. Les erreurs d'échantillonnage, c'est-à-dire les erreurs dues au fait que les inférences tirées au sujet de l'ensemble de la population sont fondées sur des renseignements recueillis auprès d'un échantillon de la population et non pas auprès de toute la population, sont présentées dans la section 1. Les sections suivantes couvrent les erreurs non dues à l'échantillonnage. La non-réponse et les erreurs de couverture sont d'abord discutées dans les sections 2 et 3. Finalement, les erreurs de réponse et les erreurs de traitement sont traitées dans les sections 4 et 5 respectivement.

Ce document est axé sur la qualité des données. Pour une description détaillée de la méthodologie de l'enquête, on peut consulter la référence [6]. On notera également que plusieurs tableaux plus détaillés que ceux présentés dans ce rapport peuvent être obtenus auprès de la Division des méthodes d'enquêtes auprès des ménages. La liste de ces tableaux est fournie dans l'annexe A.

1. LES ERREURS D'ÉCHANTILLONNAGE

Les erreurs d'échantillonnage découlent du fait que les inférences que l'on tire au sujet de l'ensemble de la population à partir de l'enquête sont fondées sur l'information que l'on a recueillie auprès d'un échantillon de la population et non pas auprès de toute la population. Outre le plan de sondage et la méthode d'estimation qui ont été appliqués pour l'enquête sur les dépenses des ménages, la taille d'échantillon ainsi que la variabilité de chaque caractéristique sont des facteurs déterminants de l'erreur d'échantillonnage. Les caractéristiques qui sont rares ou qui sont distribuées de façon très différente dans la population auront une erreur d'échantillonnage plus grande que les caractéristiques qu'on observe plus fréquemment ou qui sont plus homogènes dans la population.

1.1 Les mesures de l'erreur d'échantillonnage

L'erreur-type est une mesure standard de l'erreur d'échantillonnage. L'erreur-type correspond au degré de variation de l'estimation considérant qu'un échantillon particulier a été choisi plutôt qu'un autre parmi tous les échantillons possibles de même taille sous le même plan de sondage. Comme l'EDM utilise un plan d'échantillonnage et une méthode d'estimation complexes, on estime l'erreur-type à partir d'une méthode de rééchantillonnage appelée le Jackknife. Pour plus de détails sur cette méthode, voir les références [1] et [7].

Le coefficient de variation (CV) est également une mesure de fiabilité de l'estimation fréquemment utilisée. Il exprime tout simplement l'erreur-type en pourcentage de l'estimation. Ainsi, si on obtient une estimation Y pour une certaine caractéristique et que SE correspond à l'erreur-type estimée, le CV sera (SE/Y) x 100.

Finalement, l'erreur-type ou le coefficient de variation peuvent être utilisés pour dériver une autre mesure de précision des estimations, l'intervalle de confiance. Cette mesure indique le niveau de confiance selon lequel la valeur réelle dans la population pour une caractéristique qu'on a observée se trouve à l'intérieur de certaines limites. Un intervalle avec un niveau de confiance de 95 % correspond à l'estimation obtenue à partir de l'échantillon $\pm$ 2 erreur-type (Y $\pm$ 2 SE)[1]. Cela signifie que si on répétait l'échantillonnage un grand nombre de fois, chaque échantillon fournirait un intervalle différent et 95 % des intervalles contiendraient la vraie valeur de la caractéristique. De façon similaire, si on répétait l'échantillonnage, l'intervalle Y $\pm$ SE contiendrait la vraie valeur dans 68 % des cas.

1.2 Les coefficients de variation

Des estimations des coefficients de variation sont calculées pour les estimations de plusieurs caractéristiques collectées dans l'EDM. Pour une même caractéristique de dépense, plusieurs estimations sont produites comme par exemple l'estimation du total des dépenses des ménages, l'estimation de la moyenne des dépenses par ménage, l'estimation du nombre de ménages

[1] L'intervalle de confiance se calcule directement à partir du CV de façon similaire, soit Y $\pm$ 2 (CV x Y)/100.

déclarant une valeur supérieure à 0 ou encore l'estimation de la moyenne des dépenses pour les ménages déclarant une valeur supérieure à 0. Généralement dans l'EDM, on publie le CV de l'estimation de la moyenne des dépenses par ménage. À partir de l'EDM de 1998, ce CV est disponible dans la publication *Les habitudes de dépenses au Canada* (référence [8]), au niveau national pour chacune des dépenses détaillées collectées ainsi qu'au niveau provincial ou territorial pour plusieurs catégories de dépenses sommaires[2]. Les CV des moyennes des dépenses détaillées au niveau provincial ou territorial sont disponibles sur demande auprès de la Division des statistiques sur le revenu. On peut obtenir également les CV pour les caractéristiques des logements et l'équipement ménager.

On doit noter que les estimations de CV ne tiennent pas compte du fait que certaines données ont été imputées; par conséquent, les CV présentés peuvent sous-estimer les valeurs réelles. Pour la plupart des variables, l'effet de l'imputation est minime (voir section 5) et les CV fournis représentent une bonne estimation des vrais CV mais si on s'intéresse à la fiabilité de dépenses détaillées avec un taux d'imputation élevé, il est important de tenir compte à la fois du CV et de l'impact des données imputées sur les estimations.

Le tableau 1.1 donne un aperçu des CV des estimations des moyennes par ménage au niveau provincial ou territorial ainsi qu'au niveau national pour l'estimation de quelques-unes des catégories de dépenses sommaires et pour le revenu.

[2] Dans les enquêtes précédentes, on publiait les CV au niveau national et pour différents groupes de revenu.

Tableau 1.1
Coefficients de variation (%) par province et territoire ainsi qu'au niveau du Canada pour l'estimation de la moyenne des dépenses par ménage pour quelques catégories de dépenses sommaires et pour l'estimation du revenu moyen.

Catégories de dépenses sommaires	Can.	T.-N.	Î.P.É.	N.-É.	N.-B.	Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yn	T.N.-O.	Nt
Dépenses totales	0,6	1,5	1,7	1,4	1,0	1,1	1,3	1,2	1,4	1,3	1,3	6,0	3,8	4,5
Dépenses de consommation	0,5	1,3	1,8	1,1	1,1	1,1	1,0	1,1	1,2	1,2	1,2	5,1	3,4	3,3
Alimentation	0,5	1,3	1,7	1,1	1,1	1,1	1,0	1,2	1,1	1,2	1,2	4,4	2,6	4,5
Logement	0,7	1,7	2,5	1,5	1,6	1,4	1,4	1,6	1,7	1,5	1,5	6,9	7,6	8,3
Entretien ménager	1,0	1,8	2,7	2,1	1,8	1,6	2,0	1,8	1,8	1,8	2,0	5,7	5,5	4,8
Ameublement	1,7	3,3	5,5	3,7	3,4	3,3	3,4	3,8	3,5	3,4	3,5	6,5	5,9	13,9
Habillement	1,3	2,6	3,0	2,2	2,3	2,2	2,6	2,9	2,4	2,5	2,4	6,8	4,0	14,3
Transport	1,4	2,9	6,5	3,4	3,6	2,8	2,8	3,4	3,3	3,0	2,7	8,8	6,6	9,8
Soins de santé	1,4	3,9	3,3	2,9	2,9	2,4	3,5	3,1	2,9	2,4	2,8	11,0	8,6	14,1
Soins personnels	1,0	2,3	2,8	2,1	2,0	1,9	2,1	2,3	2,1	2,2	1,8	6,4	4,6	12,2
Loisirs	1,5	3,3	6,5	2,5	3,4	3,3	2,7	3,5	3,6	2,7	4,2	8,1	6,1	8,8
Lecture et autres imprimés	1,4	3,5	4,2	3,9	3,0	3,2	2,6	3,2	3,1	2,7	2,8	10,5	6,9	27,0
Éducation	3,3	7,2	13,8	8,6	11,3	6,7	6,3	6,7	7,1	5,9	5,9	24,2	12,0	60,9
Tabac, boissons alcoolisées	1,5	3,3	6,0	4,4	3,7	3,2	3,0	4,2	4,6	3,6	3,4	8,0	8,3	5,4
Jeux de hasards (net)	5,6	5,7	16,2	14,7	6,2	17,3	6,7	7,1	6,6	11,6	11,9	22,7	16,2	33,3
Dépenses diverses	3,3	6,8	9,5	12,9	5,1	5,7	6,8	4,4	7,3	4,7	5,4	14,3	6,8	21,4
Impôts personnels	1,2	2,9	3,3	2,8	2,0	2,2	2,4	2,1	3,3	3,1	2,4	10,1	6,2	14,5
Assurances personnelles	1,7	3,3	2,8	6,2	2,4	5,7	1,7	7,8	3,9	1,9	3,0	8,4	7,1	14,8
Dons et contributions	8,2	5,9	9,5	12,7	6,1	7,5	15,7	7,7	9,6	6,6	15,8	15,6	17,2	17,3
Revenu	0,5	1,1	1,0	1,0	0,8	0,9	0,8	0,8	1,3	1,9	1,0	7,0	5,2	7,1

Les coefficients de variation de l'estimation de la moyenne des dépenses par ménage varient entre 1,0 % et 1,7 % selon les provinces. Les CV sont plus élevés dans les territoires soit 6,0 % au Yukon, 3,8 % dans les territoires du Nord-Ouest et 4,5 % au Nunavut.

Pour les différentes catégories de dépenses sommaires, les CV au niveau national sont également inférieurs ou égaux à 1,7 % à l'exception des dépenses dans les catégories suivantes: *éducation, jeux de hasards, dépenses diverses* ainsi que *dons en argent et contributions.* Ces catégories de dépenses représentent respectivement 1,4 %, 0,5 %, 1,6 % et 2,5 % du total des dépenses.

Le tableau 1.2 donne un aperçu des CV pour les caractéristiques des logements et l'équipement ménager au niveau provincial ou territorial ainsi qu'au niveau national pour l'estimation de quelques unes des catégories.

Tableau 1.2
Coefficients de variation (%) par province et territoire ainsi qu'au niveau du Canada pour quelques catégories des caractéristiques des logements et l'équipement ménager

CATÉGORIES	Can.	T.-N.	Î.P.É.	N.-É.	N.-B.	Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yn	T.N.-O.	Nt
Propriétaire	0,8	1,4	2,9	1,8	1,6	2,0	1,7	2,3	2,0	1,5	1,7	10,0	13,4	16,5
Locataire	1,5	5,1	8,8	4,6	4,6	2,5	3,0	5,2	5,0	4,2	3,2	18,2	15,9	4,5
Machine à laver (automatique)	0,6	1,3	1,8	1,5	1,1	0,9	1,3	1,5	1,5	1,1	1,3	4,9	4,9	4,6
Sécheuse	0,6	1,4	2,2	1,5	1,1	1,1	1,3	1,6	1,5	1,1	1,5	5,0	4,4	5,0
Lave-vaisselle encastré	1,3	4,9	6,5	4,9	3,5	2,5	2,9	3,6	3,6	2,6	2,5	15,9	14,0	25,3
Congélateur	0,9	1,2	2,9	1,9	1,6	2,3	2,0	1,6	1,9	1,6	1,9	4,7	5,6	10,0
Four à micro-ondes	0,4	0,9	1,4	0,9	0,9	0,9	0,8	0,8	1,2	0,7	0,9	3,6	1,8	8,7
Téléphone cellulaire	1,6	5,3	8,3	4,6	4,9	4,4	2,9	3,9	4,1	2,7	3,1	15,9	20,8	74,8
Lecteur de disques compacts	0,7	1,4	2,7	1,9	1,7	1,6	1,3	1,7	1,6	1,3	1,4	5,3	3,7	3,3
Télédistribution	0,9	1,6	2,9	2,3	2,3	1,9	1,9	1,9	2,3	1,6	1,4	8,9	6,1	11,5
Ordinateur personnel	1,0	2,8	4,9	2,9	3,3	2,5	1,8	2,6	2,9	1,9	1,9	6,4	6,1	12,2
Modem	1,3	4,0	5,4	3,7	4,1	3,4	2,3	3,5	4,1	2,6	2,5	8,2	8,9	18,1
Utilisation d'Internet (maison)	1,5	4,4	6,5	4,2	4,8	4,0	2,6	4,2	4,6	2,8	2,7	7,4	12,0	25,3
Véhicules possédés (un)	1,3	2,9	4,5	3,2	2,9	2,7	2,7	3,4	3,3	3,3	2,5	11,0	8,9	9,8
Véhicules possédés (2 ou plus)	1,4	4,3	4,9	3,6	2,8	3,7	2,8	3,3	3,2	2,4	2,5	7,3	11,9	63,9

Les coefficients de variation CV pour les caractéristiques des logements et l'équipement ménager sont généralement inférieurs à 6 % pour toutes les provinces sauf pour les catégories *: locataire, lave-vaisselle encastré, téléphone cellulaire et utilisation d'Internet* à l'Île-du-Prince-Édouard. Les CV sont plus élevés dans les territoires où l'on retrouve une proportion moindre des équipements.

Les CV pour les caractéristiques des logements et l'équipement ménager au niveau national sont également inférieurs à 1,7 %.

1.3 Modèle pour dériver une approximation du CV

Pour des raisons opérationnelles, il n'est pas possible de produire les CV pour toutes les caractéristiques collectées par l'enquête à tous les différents niveaux d'agrégation qui peuvent intéresser les utilisateurs comme par exemple, par quintile de revenu, par type de ménage, par niveau d'urbanisation, par mode d'occupation du logement ou pour certaines régions métropolitaines sélectionnées. Ces estimations sont toutefois disponibles à ces différents niveaux pour les catégories de dépenses sommaires dans la publication Les habitudes de dépenses au Canada (référence [8]) et pour les dépenses détaillées auprès de la Division des statistiques sur le revenu.

1.3.1 Approximation du CV pour les estimations des domaines

Il est toutefois possible de calculer une approximation du CV en utilisant une relation entre le nombre de ménages de l'échantillon qui ont déclaré des dépenses pour une catégorie et le CV à un niveau agrégé. Cette relation, basée sur la tendance du CV à croître proportionnellement à une diminution de la racine carrée du nombre de ménages déclarant une dépense, est illustrée à la page suivante.

Formule d'approximation du CV pour un domaine (un sous-groupe de la population)

Si CV(Y) représente le CV pour l'estimation de la moyenne par ménage d'une certaine caractéristique pour toute la population, alors on peut calculer une approximation du CV de l'estimation de cette caractéristique pour un domaine (que l'on peut considérer comme un sous-groupe de la population tel qu'un type de ménage, un quintile de revenu, un niveau d'urbanisation,...) à partir de l'équation suivante :

$$CV\ (Y_d) = CV\ (Y) \times \sqrt{\frac{nP}{n_d P_d}}$$

Où

n : *le nombre de ménage dans l'échantillon*
P : *l'estimation de la proportion des ménages déclarant une valeur > 0 pour cette caractéristique dans la population*
n_d : *le nombre de ménage de l'échantillon dans le domaine d*
P_d : *l'estimation de la proportion des ménages déclarant une valeur > 0 pour cette caractéristique dans le domaine d*

Généralement on utilise le CV, la taille *n* et la proportion *P* au niveau national pour calculer les approximations pour les différents domaines. Dans le cas où on cherche à calculer une approximation du CV pour une région métropolitaine, on peut utiliser ces valeurs au niveau provincial puisque le domaine est entièrement contenu dans une seule province et que les CV provinciaux sont publiés pour l'EDM de 1999. Il est important de se rappeler que la valeur du CV obtenue par cette approche n'est qu'une approximation du CV.

1.3.2 Approximation du CV à partir du fichier de microdonnées

Les utilisateurs du fichier de microdonnées peuvent se servir d'une autre approche pour dériver une approximation du CV des estimations, qui sera généralement plus performante que celle présentée dans la section précédente pour les CV des catégories de dépenses détaillées. Cette approche est décrite en détails dans la documentation accompagnant le fichier de microdonnées de 1999. Elle est utilisable seulement à partir du fichier de microdonnées puisqu'il est nécessaire d'avoir les données et les poids de chaque ménage pour calculer cette approximation.

Le document sur la qualité des données de l'enquête de 1997 renferme des résultats de l'évaluation de la performance des deux méthodes d'approximation du CV que nous venons de décrire.

1.4 Suppression des données non fiables dans les tableaux d'estimations

Comme le coefficient de variation est un indicateur de la fiabilité des données, on aimerait l'utiliser pour déterminer si les estimations devraient être publiées ou non. On considère que les estimations dont le CV est estimé à plus de 33 % ne sont pas suffisamment fiables pour être publiées. Toutefois les estimations des CV ne sont pas calculées pour une grande partie des estimations publiées, la règle de suppression pour les estimations de dépenses est donc basée sur le nombre de ménage qui déclarent une valeur supérieure à 0[3].

On peut démontrer que les CV atteignent en général environ 33 % lorsque le nombre de ménages qui déclarent une dépense s'approche de 30. Comme il s'agit d'une règle approximative, certaines estimations peuvent être publiées même si le CV est supérieur à 33 % et certaines estimations ne seront pas publiées malgré un CV inférieur à 33 %.

Comme les CV sommaires calculés pour l'évaluation du modèle dans la section 1.3 comportent peu de cas où le nombre de ménages qui déclarent une dépense est inférieur à 30, seulement les données au niveau détaillé ont été utilisées pour estimer les risques d'erreurs lors de la suppression. Le document sur la qualité des données de L'EDM 1997 donne les résultats de l'évaluation des risques d'erreurs de l'utilisation de la règle de suppression.

2. LA NON-RÉPONSE

Les erreurs dues à la non-réponse découlent du fait que certains répondants potentiels ne fournissent pas l'information nécessaire ou que cette information s'avère inutilisable. Lorsque le répondant a omis de répondre à certaines questions seulement, on parle alors de non-réponse partielle. Dans ce cas, les données manquantes sont imputées. Les erreurs liées à l'imputation sont présentées dans la section 5 portant sur les erreurs de traitement. Dans la présente section, la non-réponse englobe la non-réponse à la collecte, due principalement à l'impossibilité de contacter le ménage ou au refus des membres du ménage de participer à l'enquête, que ce soit partiellement ou complètement, ainsi que les ménages pour lesquels les données ont été collectées mais sont non utilisables.

Le principal impact de la non-réponse sur la qualité des données est qu'elle peut induire un biais dans les estimations si les caractéristiques des répondants et des non-répondants diffèrent et que cette différence a un impact sur les caractéristiques étudiées. Les taux de non-réponse peuvent être calculés facilement mais ils n'ont qu'une valeur indicative à l'égard de la qualité des données car ils ne permettent pas de mesurer l'importance du biais associé aux

[3] En pratique, on utilise l'estimation de la proportion des ménages déclarant une dépense que l'on multiplie par la taille d'échantillon.

estimations. L'ampleur de la non-réponse peut être considérée comme une évaluation des risques de biais dans les estimations.

2.1 Les taux de non-réponse et les taux de vacance

Dans l'EDM, comme les unités sélectionnées sont des logements, les intervieweurs doivent d'abord identifier les logements non admissibles c'est-à-dire les logements occupés par des personnes ne faisant pas partie de la population cible, les logements qui n'existent plus (démoli, maison mobile déplacée ou logement converti en entreprise) et les logements vacants (inoccupés, saisonniers ou en construction).

Parmi les logements admissibles, on évalue ensuite la proportion des ménages qui n'ont pas répondu à l'enquête qu'on appelle le taux de non-réponse à la collecte. Ces derniers comprennent les ménages qui ont refusé de participer à l'enquête et les ménages où il a été impossible d'établir un contact avec les répondants parce qu'ils étaient absents ou encore à cause de circonstances spéciales (problème de langue, maladie ou décès).

Toujours parmi les logements admissibles, on détermine également le taux de données inutilisables. Les données inutilisables correspondent au nombre de ménages pour lesquels le questionnaire était au moins partiellement complet mais qui ont été rejetés lors du traitement des données. Il existe deux causes principales de rejet. D'abord lorsqu'une partie importante des questions sur le revenu ou des questions sur les dépenses a été laissée sans réponse, le questionnaire est classé incomplet et n'est pas utilisé. L'autre source de rejet correspond aux questionnaires pour lesquels la différence entre les entrées (revenu et autres sources d'argent reçus par le ménage) et les déboursés (dépenses et variation nette des actifs et passifs) est supérieure à 20 %. Ces questionnaires sont également exclus de l'estimation et considérés comme de la non-réponse.

Le tableau 2.1 présente le taux de non-réponse final, le taux de non-réponse à la collecte, ventilé selon les refus et les non-contacts ainsi que le taux de données inutilisables, ventilé selon les incomplets et les non balancés. On y trouve également le taux de vacance. Ces taux sont fournis au niveau national ainsi qu'au niveau provincial ou territorial.

Tableau 2.1
Taux de non-réponse (%) et taux de vacance (%) par province ou territoire ainsi qu'au niveau Canada

Province ou territoire	Taux de vacance	Taux de non-réponse À la collecte			Taux de données inutilisables			Taux de non-réponse final (à l'estimation)
		TOTAL	Pas de contact	Refus	TOTAL	Incom-plet	Non balancé	
Canada	**11,5**	**23,6**	**5,9**	**17,7**	**3,2**	**1,7**	**1,5**	**26,8**
Terre-Neuve	14,4	20,6	7,2	13,4	2,2	1,0	1,2	22,8
Î.-P.-É.	16,5	22,3	5,6	16,7	1,5	0,8	0,7	23,8
N.-É.	14,2	25,2	6,9	18,3	5,0	2,6	2,4	30,2
N.-B.	14,1	23,2	5,5	17,7	4,3	2,6	1,7	27,5
Québec	9,7	23,7	5,0	18,7	1,1	0,6	0,5	24,8
Ontario	6,7	31,2	8,6	22,6	4,5	3,0	1,5	35,7
Manitoba	14,1	17,9	3,6	14,3	2,7	1,3	1,4	20,6
Saskatchewan	16,1	18,2	4,4	13,8	3,1	1,7	1,4	21,3
Alberta	6,5	22,9	4,5	18,4	2,3	1,5	0,8	25,2
C.-B.	9,7	26,8	6,5	20,3	4,8	1,5	3,3	31,6
Yukon	16,7	29,6	7,5	22,1	2,2	1,0	1,2	31,8
T.N.-O.	12,6	6,8	2,0	4,8	1,4	0,2	1,2	8,2
Nunavut	11,9	7,3	3,3	4,0	0,0	0,0	0,0	7,3

Le taux de non-réponse au Canada est de 26,8 %. Il est principalement dû aux refus (17,7 %), aux ménages qu'il a été impossible de joindre (5,9 %), et finalement aux ménages dont les données étaient inutilisables (3,2 %). Les ménages avec des données inutilisables se répartissent presque également entre ceux avec des données incomplètes et ceux avec les questionnaires dont les résultats ne sont pas équilibrés.

Les taux de non-réponse finals varient beaucoup selon les provinces et les territoires. C'est au Nunavut et aux Territoires du Nord-Ouest que l'on observe les taux de non-réponses les plus bas, qui sont respectivement de 7,3 % et de 8,2 %. Les taux du Manitoba, de la Saskatchewan, de Terre-Neuve, de l'Île-du-Prince-Édouard et du Québec sont inférieurs à 25 %, tandis qu'ils sont supérieurs à 30 % en Nouvelle-Écosse, en Colombie-Britannique, au Yukon et en Ontario. Le taux de non-réponse de l'Ontario est particulièrement élevé atteignant presque 36 %. C'est aussi dans cette province que l'on trouve le plus haut taux de non-contacts (8,6 %) et de refus (22,6 %). En général au Canada, 66 % du taux de non-réponse est attribuable aux refus. C'est au Québec que cette situation est la pire, où environ 72,4 % des non-réponses sont dues au refus des ménages de participer à l'enquête.

Fait intéressant, au Nunavut, toutes les données recueillies étaient utilisables, ce qui veut dire que la non-réponse finale est attribuable seulement au taux de non-réponse à la collecte. On observe également un taux assez bas de données inutilisables au Québec (1,1 %).

Le taux de vacance est présenté au tableau 2.1, mais on doit considérer que les logements vacants ne contribuent pas au biais de l'échantillon dans la mesure où

ils sont identifiés correctement. En analysant les taux de vacance, on décèle les problèmes d'identification des logements liés à la collecte. Le taux de vacance de l'EDM de 1999 est de 11,5 %, ce qui est supérieur au taux de l'enquête de l'an passé qui était de 10,5 %. Le taux de vacance de l'EDM est légèrement plus bas que celui de l'Enquête sur la population active (EPA) pour la même période.

2.2 La non-réponse selon le niveau d'urbanisation

La non-réponse varie selon le niveau d'urbanisation. Les divers taux au niveau national sont présentés par niveau d'urbanisation dans le tableau 2.2.

Tableau 2.2
Taux de non-réponse (%) et taux de vacance (%) par niveau d'urbanisation

Catégorie d'urbanisation	Taux de vacance	Taux de non-réponse À la collecte			Taux de données inutilisables			Taux de non-réponse final (à l'estimation)
		TOTAL	Pas de contact	Refus	TOTAL	Incom-plet	Non balancé	
URBAIN								
1 000 000 ou plus	4,5	31,0	8,3	22,7	3,4	1,8	1,6	34,4
500 000 à 999 999	3,7	22,4	4,5	17,9	2,3	1,4	0,9	24,7
250 000 à 499 999	5,2	28,6	7,2	21,4	3,8	2,2	1,6	32,4
100 000 à 249 999	7,2	26,6	7,1	19,5	3,2	1,8	1,5	29,8
30 000 à 99 999	5,5	22,7	5,7	17,0	3,2	1,6	1,6	25,9
Moins de 30 000	10,6	19,0	4,7	14,3	2,7	1,4	1,3	21,7
RURAL	25,3	18,8	4,6	14,2	4,0	1,8	2,2	22,8
TOTAL	**11,5**	**23,6**	**5,9**	**17,7**	**3,2**	**1,7**	**1,5**	**26,8**

Le taux de non-réponse augmente généralement avec le niveau d'urbanisation. Selon les résultats du tableau 2.2, il n'y a que le groupe des 500 000 à 1 000 000 habitants et celui des 0 à 30 000 habitants qui constituent des exceptions. Dans le premier cas, le taux de non-réponse final de 24,7 % diffère beaucoup de ceux des autres niveaux d'urbanisation où la population est de 100 000 habitants et plus. Cela est particulièrement attribuable au taux de non-réponse à la collecte de 22,4 % pour le niveau de 500 000 à 1 000 000 d'habitants, comparativement à plus de 26 % pour les trois autres niveaux urbains. Dans le second cas, le taux de non-réponse final au niveau rural (22,8 %) est légèrement supérieur à celui du niveau d'urbanisation de 0 à 30 000 habitants (21,7 %) principalement à cause du taux de données inutilisables.

Le taux de non-réponse à la collecte croît lui aussi plus le niveau d'urbanisation est élevé, exception faite de la catégorie d'urbanisation «500 000 à 999 999». Il y a un écart important de 12 % entre les catégories d'urbanisation «Moins de 30 000» et «1 000 000 ou plus». Les refus comptent pour plus de 60 % de la non-réponse totale à tous les niveaux d'urbanisation.

En examinant les taux de vacance par niveau d'urbanisation, il ressort que le taux de vacance est au moins deux fois plus élevé en région rurale (25,3 %) que dans les régions urbaines à faible population (10,6 %). Ces dernières régions ont aussi un taux de vacance supérieur à celui des régions urbaines à plus haute

population. Ce phénomène s'observe également dans l'EPA et s'explique sans doute par un plus grand nombre de logements saisonniers en milieu rural. Cela explique entre autre pourquoi le taux de vacance est plus élevé dans les provinces de l'Atlantique, tel qu'il est illustré dans le tableau 2.1, et surtout à l'Île-du-Prince-Édouard puisqu'on y observe une forte proportion de logements ruraux. Comme l'échantillon de l'EDM est plus concentré dans les régions urbaines à haute population que celui de l'EPA, on peut s'attendre à observer un taux de vacance national légèrement inférieur.

2.3 La non-réponse selon les strates de revenu

Il est impossible de comparer le taux de réponse selon le revenu car cette information n'est pas accessible pour les non-répondants. Toutefois, le plan d'échantillonnage de l'EPA, utilisé pour l'EDM, a été conçu de sorte à former, dans 7 grandes villes, des strates d'aires géographiques où le revenu moyen des ménages excède 100 000 $ ainsi que des strates composées d'appartements habités par des ménages ayant un revenu moyen inférieur à 20 000 $. Même si le nombre de telles strates est petit et qu'il compte pour seulement un petit nombre de logements dans l'échantillon de l'EDM (environ 280 et 200 pour les strates de revenus élevés et faibles respectivement, soit moins de 2 % de l'échantillon), la comparaison des taux de non-réponse dans ces deux groupes par rapport à l'ensemble des autres strates est révélatrice. Le tableau 2.3 présente ces résultats.

Tableau 2.3
Comparaison des taux (%) de non-réponse et de vacance des strates à revenu élevé et à faible revenu par rapport aux autres strates

Type de strate en fonction du revenu	Taux de vacance	Taux de non-réponse À la collecte			Taux de données inutilisables			Taux de non-réponse final (à l'estimation)
		TOTAL	Pas de contact	Refus	TOTAL	Incom-plet	Non balancé	
Revenu élevé	4,2	37,0	13,8	23,2	3,8	1,4	2,4	40,8
Régulières	11,7	23,4	5,7	17,7	3,3	1,7	1,6	26,7
Revenu faible	4,1	21,5	12,2	9,4	1,7	0,0	1,7	23,2
TOTAL	11,5	23,6	5,9	17,7	3,2	1,7	1,5	26,8

Dans les strates à revenu élevé, le taux de non-réponse final est de beaucoup supérieur à celui dans les strates régulières, à 40,8 %. Le taux de refus de la strate à revenu élevé est d'un peu moins d'un ménage sur quatre (23,2 %), taux de 30 % supérieur approximativement à celui des strates régulières. Le taux de non-contact est lui aussi assez élevé dans les strates à revenu élevé, étant de 13,8 %, ce qui constitue une augmentation importante par rapport à l'année précédente alors qu'il n'était que de 8,1 %.

Les ménages des strates à faible revenu ont un taux de non-réponse final d'environ 3 points inférieur à ceux des strates régulières. On observe un comportement différent à la collecte dans les ménages des strates à faible revenu puisque le taux de non-contact (12,2 %) est supérieur au taux de refus

(9,4 %), alors que dans les autres strates et les tableaux 2.1 et 2.2, c'est l'inverse qui se produit.

Comme pour l'EDM de 1998 et 1997, le taux de vacance est plus élevé pour les strates régulières que pour chacune des deux autres types de strate. Dans les strates à revenu élevé et à revenu faible, les taux de vacance sont presque identiques, l'écart n'étant que de 0,1 %.

2.4 L'ajustement pour la non-réponse

Pour compenser la non-réponse, les poids de l'EDM sont gonflés par l'inverse du taux de réponse pondéré à l'intérieur de certains groupes définis en fonction des différents niveaux d'urbanisation dans chaque province ou territoire. Les taux pondérés diffèrent des taux présentés dans cette section puisqu'ils tiennent compte du poids de sondage de chaque ménage. Une description algébrique de l'ajustement pour la non-réponse est présentée à l'annexe B.

L'ajustement des poids pour la non-réponse permet de tenir compte des différences au niveau de la non-réponse par niveau d'urbanisation mentionnées dans la section 2.2. Il permettra de réduire le biais dans la mesure où les caractéristiques des répondants et des non-répondants sont similaires pour un même niveau d'urbanisation.

3. ERREURS DE COUVERTURE

Lors de la conception de l'enquête, on a défini la population visée, qu'on appelle la population cible. Rappelons d'abord la définition de cette population cible pour l'EDM puisqu'une bonne compréhension de la population cible est nécessaire à une bonne interprétation des données de l'enquête. Il est important de noter que dans l'EDM, cette population est différente pour les provinces et les territoires.

La population cible

> La population cible correspond aux individus vivant dans les ménages privés. Les pensionnaires d'établissement institutionnel tel que les prisons, les hôpitaux pour malades chroniques, les résidences pour personnes âgées ainsi que les membres d'ordres religieux et d'autres groupes vivant en communauté, les membres des Forces Armées vivant dans les camps militaires et les individus vivant de façon permanente dans les hôtels ou les maisons de chambres sont donc exclus. On exclut aussi les représentants officiels de pays étrangers qui vivent au Canada et leurs familles ainsi que les résidents des réserves indiennes et des terres publiques. L'enquête couvre donc près de 98 % de la population dans les 10 provinces. Au Yukon, les personnes vivant dans les petites communautés ou dans les régions non organisées sont également exclues et l'enquête couvre environ 81 % de la population. La couverture des Territoires du Nord-

Ouest correspond à 92 % de la population et la couverture au Nunavut est de 89 %.[4]

Les erreurs de couverture proviennent d'une représentation inadéquate de la population cible à partir des unités de la base de sondage. Certaines unités de la population cible peuvent être omises de la base de sondage, on parle alors d'un sous-dénombrement. D'autres unités qui ne sont pas dans la population cible peuvent être incluses par erreur ou certaines unités peuvent être incluses plus d'une fois, ces unités sont responsables du surdénombrement.

3.1 Le sous-dénombrement et le surdénombrement : les taux de glissement

Dans l'EDM, la sélection de l'échantillon est effectuée en utilisant une liste de logements dans chaque grappe sélectionnée. L'omission de logements lors de la création de la liste, les nouveaux logements qui s'ajoutent entre la création de la liste et la visite des interviewers (principalement dans les secteurs en développement) ainsi que la classification erronée de logements vacants contribuent au sous-dénombrement. Le fait d'inclure des logements qui ne seraient pas dans les limites de la grappe est une source de surdénombrement. De façon similaire, des erreurs peuvent se glisser lors de l'identification des personnes qui sont membres du ménage sélectionné lors de la collecte des données. Ces erreurs contribuent également au sous-dénombrement et au surdénombrement.

Une bonne représentation de la population cible est indispensable à la production d'estimation de dépenses réalistes. Le nombre de personnes par ménage est également une caractéristique importante dans l'estimation des dépenses moyennes des ménages. Il est donc nécessaire que l'échantillon, non seulement représente adéquatement les individus de la population cible, mais également la distribution des ménages selon leur taille.

En 1999, une nouvelle méthode de pondération a été introduite utilisant de nouveaux groupes de contrôle. Cette nouvelle méthode nous permet de mieux corriger la représentativité de la population visée en ciblant des groupes d'âge et de sexe mieux délimités que ceux utilisés précédemment et pour lesquels la couverture varie d'un groupe à l'autre.

On observe généralement un sous-dénombrement net du nombre de personnes et du nombre de ménages dans l'EDM que l'on rectifie par un ajustement des poids en utilisant des données auxiliaires, qui sont basées sur des estimations démographiques post-censitaires. Le taux de glissement (voir annexe B) est une mesure du pourcentage d'écart entre les estimations provenant de ces données auxiliaires et les estimations de l'enquête calculées en utilisant des poids non ajustés avec ces données[5]. Les taux de glissement par groupe d'âge-sexe au niveau national puis au niveau provincial et territorial sont présentés dans les

[4] En terme de ménages, la couverture du Yukon, des Territoires du Nord-Ouest et de Nunavut correspondent respectivement à 80 %, 93 % et 90 % des ménages.

[5] On utilise les sous-poids, c'est-à-dire les poids de sondage ajustés pour la non-réponse (voir Annexe B)

tableaux 3.1 et 3.2 alors que les taux de glissement selon les tailles de ménages que l'on utilise lors de l'ajustement des poids se trouvent dans le tableau 3.3. Un taux positif correspond à un surdénombrement du nombre de personnes ou de ménages dans l'enquête.

Tableau 3.1
Taux de glissement nationaux selon le groupe d'âge croisé avec le sexe

Taux de glissement (%) par groupe d'âge-sexe croisé				
	Âge	Sexe		Total
		Homme	Femme	
Canada	0-6 ans	4,1	-0,4	1,8
	7-17 ans	-4,3	1,0	-1,9
	18-24 ans	-16,0	-8,1	-12,1
	25-34 ans	-20,3	-11,5	-15,9
	35-54 ans	-9,6	-7,7	-8,7
	55-59 ans	-9,9	-17,2	-13,6
	60-64 ans	-7,8	-5,5	-6,6
	65-69 ans	-8,0	-5,9	-6,9
	70 ans et +	-11,2	-10,3	-10,7
	Total	**-9,8**	**-7,0**	**-8,4**

Pour l'EDM de 1999, le taux de sous-dénombrement de la population était 8,4 %. Le sous-dénombrement variait de 6 % à 13 % selon les provinces et atteignant un niveau élevé dans les territoires (15 %, 12 % et 16 % pour le Yukon, les Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut respectivement).

Le taux de sous-dénombrement de l'EDM pour les individus de 15 ans et plus est similaire à ce que l'on observe dans l'enquête sur la population active (EPA), dont la base de sondage est utilisée par l'EDM. Pour une même période, le taux de glissement de l'EPA au niveau national est de 10,1 % [2], ce qui est assez près du taux de 10,7 % de l'EDM observé lorsqu'on se restreint aux personnes de 15 ans et plus (données non-présentées).

En analysant le tableau 3.1 au niveau des groupes d'âge, on constate qu'au niveau national, les taux de glissement pour les enfants (0 à 6 ans et 7 à 17 ans) sont très différents de ceux des autres groupes d'âge. En effet, chez les enfants, on observe un surdénombrement ou un léger sous-dénombrement, alors que chez les adultes il y a toujours sous-dénombrement. Les taux les plus élevés au niveau national sont observés chez les 18 à 24 ans et les 25 à 34 ans pour les hommes, et chez les 25 à 34 ans et 55 à 59 ans pour les femmes. Si on ne tient pas compte du sexe, les taux les plus élevés se situent dans les mêmes groupes que chez les femmes. On observe également que les taux de glissement sont généralement différents selon le sexe.

Au niveau provincial, on observe un sous-dénombrement total légèrement inférieur au Québec, en Ontario, au Manitoba, en Saskatchewan et en Alberta comparativement au sous-dénombrement observé au niveau national, alors que l'inverse est observé pour les autres provinces et pour les territoires. On doit

toutefois mentionner qu'un faible taux de sous-dénombrement global n'est toutefois pas garant d'une meilleure couverture. Par exemple, le taux de glissement général observé en Saskatchewan (-6,4 %) cache le troisième pire cas de sous-dénombrement au niveau provincial des groupes d'âge-sexe (30,7 % chez les hommes de 18 à 24 ans) et le pire cas de surdénombrement (15,2 % chez les femmes de 7-17 ans). On remarque également que le schéma de variation des taux de glissement pour les groupes d'âge-sexe diffère sensiblement d'une province à l'autre.

Tableau 3.2
Taux de glissement pour les provinces et les territoires selon le groupe d'âge-sexe croisé

Taux de glissement (%) par groupe d'âge-sexe croisé														
Sexe	Âge	Terre-Neuve	Île du Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique	Yukon	Territoires du Nord-Ouest	Nunavut
Homme	0-6	-0,8	-10,9	-9,3	0,6	13,2	5,0	-2,6	0,6	4,3	-7,8	-14,9	-7,8	-10,3
	7-17	-10,5	-5,9	-10,8	-2,7	-1,6	-9,1	-9,0	-2,4	6,4	-0,9			
	18-24	-24,0	-40,1	-30,2	-24,0	-19,8	-11,4	-17,2	-30,7	-3,1	-21,5	-26,0	-19,4	-24,8
	25-34	-25,4	-13,0	-23,5	-14,6	-6,9	-27,4	-12,1	-8,4	-25,0	-23,5			
	35-54	-11,6	-12,7	-14,5	-15,0	-14,3	-4,0	-7,7	-9,2	-10,1	-14,6			
	55-59	-8,1	-18,9	-7,2	-8,8	-18,3	-5,5	-12,6	-12,6	-11,6	-3,8			
	60-64	-12,7	5,5	-5,4	-15,3	8,0	-10,8	-10,2	-18,3	-22,7	-15,4			
	65-69	0,4	-16,9	1,7	-9,9	-3,5	-10,4	6,8	-1,7	-9,9	-16,5			
	70 +	4,6	-10,5	-15,3	-16,1	-7,2	-16,0	-6,8	-7,2	7,1	-17,5			
	Total	-12,3	-13,8	-14,9	-12,3	-8,1	-9,6	-8,7	-9,3	-7,1	-13,7	-23,1	-15,8	-18,6
Femme	0-6	-5,0	13,3	-0,4	5,3	7,4	-1,8	-4,1	15,2	-3,4	-11,6	-5,0	0,6	-6,6
	7-17	-6,3	-0,1	-9,1	-2,7	0,4	4,3	-16,9	1,4	2,2	0,8			
	18-24	-21,6	-37,3	-22,6	-16,1	-4,7	-1,8	-6,7	-6,7	-13,2	-20,6	-12,6	-10,6	-16,2
	25-34	-10,3	3,0	-4,4	-6,9	2,2	-18,3	-4,2	-10,4	-11,4	-19,7			
	35-54	-12,4	-16,1	-15,2	-11,6	-12,9	-2,9	-8,0	-4,5	-5,8	-10,7			
	55-59	4,9	9,8	-14,4	-10,5	-11,5	-27,3	-3,7	-8,0	-11,4	-14,9			
	60-64	-13,1	-21,1	-3,0	-7,5	-1,4	-4,5	6,3	-7,5	-21,0	-8,3			
	65-69	-10,9	-12,8	2,3	1,3	-3,6	-3,3	-12,0	-18,1	-5,7	-16,1			
	70 +	-9,6	0,4	5,2	-9,8	-10,3	-12,3	2,1	-3,5	-2,5	-19,3			
	Total	-10,5	-8,0	-9,0	-7,9	-5,5	-6,1	-6,6	-3,4	-6,5	-12,5	-6,7	-7,0	-12,0
Total		**-11,4**	**-10,8**	**-11,9**	**-10,1**	**-6,8**	**-7,8**	**-7,7**	**-6,4**	**-6,8**	**-13,1**	**-15,1**	**-11,5**	**-15,5**

On observe une sous-estimation du nombre de ménages de 6,2 % au niveau national. Voir le tableau 3.3. Ce taux de glissement est comparable au taux de glissement au niveau des personnes qui est de -8,4 %. Lorsqu'on compare le nombre de ménages d'une personne au nombre de ménages de deux personnes et de trois personnes et plus, au niveau national, on constate que la sous-estimation des ménages de deux personnes est plus faible que pour les deux autres catégories.

Au niveau provincial et territorial, il y a une variation importante du taux de glissement pour les ménages d'une personne. Ce taux variant de 10 % pour la Nouvelle-Écosse jusqu'à -22 % pour le Yukon. Le même phénomène est observable pour les ménages de deux personnes, où le taux de glissement varient de -13 % en Colombie-Britannique à 13 % dans les Territoires du Nord-Ouest. Le taux de glissement pour les ménages de trois personnes et plus est moins variable, dont les valeurs tournent autour du taux national, sauf pour Terre-Neuve (-15,1 %), la Nouvelle-Écosse (-17,4 %) et l'Alberta (-4 %).

Tableau 3.3
Taux de glissement pour les provinces et les territoires selon la taille de ménage

Province ou territoire	Taux de glissement (%)			
	Nombre de ménages	Nombre de ménages d'une personne	Nombre de ménages de deux personnes	Nombre de ménages de trois personnes et plus
Canada	**-6,2**	**-6,9**	**-1,2**	**-9,4**
Terre-Neuve	-9,1	-13,1	3,3	-15,1
Île du Prince Edouard	-6,4	-3,6	-1,0	-11,6
Nouvelle-Écosse	-5,9	10,1	-2,7	-17,4
Nouveau-Brunswick	-7,8	-3,0	-6,7	-10,8
Québec	-5,3	-10,8	5,4	-10,0
Ontario	-5,2	-3,8	-0,9	-8,9
Manitoba	-2,6	3,0	3,7	-11,5
Saskatchewan	-5,5	-8,0	-1,1	-7,4
Alberta	-4,8	-7,5	-3,9	-4,0
Colombie-Britanique	-11,8	-11,6	-12,8	-11,0
Yukon	-13,5	-22,3	-5,1	-14,0
Territoires du Nord-Ouest	-2,2	4,0	12,8	-10,1
Nunavut	-27,1	-27,1[6]		

3.2 L'ajustement pour l'erreur de couverture au niveau de la population et du nombre de ménages

Pour corriger le problème de couverture illustré dans les tableaux 3.1 et 3.2 et réduire le biais qui en découle, on ajuste les données de l'enquête lors de la pondération en utilisant les estimations démographiques pour les groupes d'âge-sexe définis dans ces tableaux, et ce pour chaque province ou territoire. Pour plus de détails sur la méthodologie de l'ajustement, voir la référence [6]. Cet ajustement réduit considérablement le biais engendré par les erreurs de couverture mais il n'élimine pas complètement le biais si les caractéristiques des individus que l'on a omis de l'enquête diffèrent de celles des individus inclus pour un même groupe d'âge dans une province ou un territoire.

On notera également que l'efficacité de l'ajustement de couverture à partir des estimations démographiques dépend beaucoup de la qualité de ces estimations démographiques et de leur exactitude à bien représenter la population cible de

[6] Pour le Nunavut, seul le nombre total de ménages est utilisé.

l'enquête. Les estimations démographiques ne sont pas exemptes d'erreurs. Ce sont des estimations post-censitaires basées sur les comptes de population du recensement de 1996 ajustées pour le sous-dénombrement net et qui tiennent compte des récentes statistiques sur la migration, les naissances, la mortalité, etc. Ces estimations démographiques sont ajustées pour tenir compte de certaines exclusions spécifiques aux enquêtes auprès des ménages comme les personnes vivant en institutions. Conceptuellement, elles diffèrent légèrement de la population cible de l'EDM en incluant les personnes habitant les ménages collectifs qui ne sont pas des institutions, par exemple les membres de groupes vivant en communauté et les individus vivant de façon permanente dans les hôtels ou les maisons de chambres. Cependant, on considère cette différence négligeable puisque ces individus représentent moins de 0,4 % de la population canadienne.

Pour corriger le problème de représentativité de l'échantillon par rapport au nombre de ménages selon leur taille illustré dans le tableau 3.3, on ajuste les données de l'enquête à l'aide de données auxiliaires. En ajustant les poids de l'EDM pour refléter les estimations post-censitaires du nombre de ménages selon la taille, on vise à compenser le biais qui découle d'une représentation inadéquate des ménages. Toutefois on n'éliminera pas nécessairement ce biais si les caractéristiques des ménages non interviewés (omis ou non-répondants) diffèrent de celles des ménages répondants pour une même taille de ménage. On notera également que l'efficacité de l'ajustement dépend de la qualité des données auxiliaires.

En plus des estimations démographiques au niveau des groupes âge-sexe par province et territoire, trois autres ensembles de données auxiliaires sont utilisés pour ajuster les données d'enquêtes lors de la pondération en vue d'en améliorer la représentativité. Le premier ensemble de données est utilisé pour contrôler le nombre d'enfants et d'adultes dans certaines grandes villes. Le second est conçu pour contrôler le nombre de ménages monoparentaux et de couples avec enfants par province. Finalement, des comptes par grandes catégories de revenu en salaires et traitements sont utilisés lors de l'ajustement des poids afin d'assurer une certaine cohérence entre les distributions de revenu de l'EDM et de sources externes.

4. LES ERREURS DE RÉPONSE

Les erreurs de réponse correspondent au manque d'exactitude des réponses aux questions. Elles peuvent être attribuables à différents facteurs parmi lesquels se retrouvent un questionnaire qui nécessite des améliorations, une mauvaise interprétation des questions par les interviewers ou les répondants ainsi que des erreurs dans les déclarations des répondants.

Dans l'EDM, les erreurs dans les déclarations des répondants peuvent survenir pour différentes raisons. Premièrement, il y a les erreurs de rappel qui se produisent lorsque le répondant oublie les dépenses effectuées durant la période de l'enquête (qui correspond à l'année civile) ou fournit une valeur erronée à cause de l'intervalle de temps écoulé entre le moment de l'achat et la date de l'entrevue. Les erreurs de rappel sont probablement la source d'erreur de

réponse la plus importante de l'enquête étant donné que la période de référence est longue (12 mois) et qu'une grande variété d'information est demandée.

Une des principales mesures utilisées pour minimiser l'erreur de rappel dans l'EDM est de calculer, pour chaque ménage, la différence entre les entrées d'argent (revenus et autres montants reçus par le ménage) et les déboursés (dépenses plus variation nette de l'actif et du passif). Lorsque la différence excède 10 % des entrées d'argent ou des déboursés, le montant le plus élevé étant retenu, les répondants sont contactés à nouveau pour obtenir des renseignements supplémentaires et tenter d'identifier les erreurs ou les omissions. On encourage également le répondant à consulter divers documents (factures, relevés bancaires,...) pour fournir des données plus exactes. Pour déterminer les dépenses pour de petits articles achetés à intervalles réguliers, les interviewers suggèrent généralement aux répondants d'estimer la fréquence des achats et le prix généralement payé pour dériver les dépenses sur une période de douze mois.

Une seconde source d'erreur dans la déclaration des répondants est l'erreur télescopique qui consiste à inclure dans la période de référence des événements qui se sont produits avant ou après celle-ci. Dans l'EDM, on considère que le fait d'utiliser l'année civile est un bon repère pour le début de la période de référence. De plus, comme la période de référence est longue, l'impact de l'erreur télescopique est moins important.

Les réponses par procuration peuvent également contribuer à l'erreur de réponse. Le membre du ménage qui a effectué une dépense est généralement la personne qui peut la rapporter avec la meilleure précision. C'est sûrement le cas par exemple pour les achats personnels. Les dépenses rapportées par personne interposée sont plus susceptibles d'être entachées d'une erreur de réponse et ce type d'erreur risque d'affecter plus sérieusement certaines catégories de dépenses.

Parmi d'autres sources d'erreur de réponse, il ne faut pas oublier le degré de coopération du répondant. Il se peut que le répondant décide pour des raisons personnelles de ne pas mentionner certaines dépenses ou de déformer les faits.

Dans l'EDM, on considère également que le fardeau imposé au répondant, étant donné la longueur de l'entrevue et la grande variété d'articles à rapporter, ainsi que le rythme de l'entrevue peuvent entraîner la fatigue du répondant et avoir un impact sur la qualité des réponses obtenues. Le temps moyen nécessaire pour compléter l'entrevue pour les ménages répondants qui ont fourni des données utilisables est de 1 heure 50 minutes. Le temps d'entrevue varie beaucoup d'un ménage à l'autre selon la taille du ménage, le revenu et plusieurs autres caractéristiques. Pour certains ménages, l'entrevue peut prendre plus de 5 heures.

Quoique l'on considère que les erreurs de réponses sont une source importante d'erreur dans une entrevue rétrospective, elles demeurent l'aspect lié à la qualité des données le plus difficile à mesurer. Il faut généralement entreprendre des études spéciales très coûteuses pour tenter de les mesurer. On cherche à les combattre en implantant des techniques de sondage qui visent à les réduire.

5. LES ERREURS DE TRAITEMENT

Des erreurs peuvent se produire lors de toutes les manipulations des données. Les principales étapes du traitement des données sont le codage des réponses, la saisie des données, la vérification, l'imputation des non-réponses partielles et la pondération. Dans l'EDM, différentes procédures sont appliquées à chacune des étapes afin de réduire au minimum les erreurs de traitement et les estimations de l'enquête sont comparées avec d'autres sources avant d'être publiées. Les erreurs qui peuvent découler des ajustements effectués lors de la pondération ont été décrites dans les sections 2 et 3. Cette section couvre principalement les autres types d'erreurs de traitement.

Le codage des réponses est nécessaire pour très peu de questions. Ce travail est effectué par l'intervieweur, puis vérifié par l'intervieweur principal. La saisie des données est vérifiée à l'aide d'un système de vérification automatisé qui consiste à grouper les questionnaires par lots et à choisir, dans chacun de ces lots, un échantillon de questionnaires qui seront saisis une seconde fois. Toutes les erreurs relevées sont corrigées. Si le nombre d'erreurs dépasse un certain seuil, le lot complet est soumis à la saisie à nouveau.

Une première étape de vérification automatisée des questionnaires est effectuée après que chacun d'eux ait été vérifié manuellement par l'intervieweur et l'intervieweur principal. On s'assure que certaines règles de cohérence essentielles entre les réponses rapportées sur le questionnaire sont respectées. On identifie également les situations inhabituelles qui pourraient justifier des corrections. Cette étape de vérification automatisée est effectuée dans les bureaux régionaux de Statistique Canada, ce qui permet de communiquer avec les répondants lorsque des renseignements supplémentaires sont nécessaires pour résoudre des incohérences dans les réponses qu'ils ont fournies. Les problèmes identifiés au cours de cette vérification sont résolus par les membres des équipes de résolution des vérifications qui ont reçu une formation spéciale à cet égard. Par la suite, d'autres vérifications des données sont faites au bureau central et les réponses invalides sont corrigées.

Le traitement des données de l'EDM comprend également l'imputation de données pour la non-réponse partielle. Il y a non-réponse partielle lorsque le répondant refuse de répondre ou ne connaît pas la réponse à certaines questions particulières. L'approche pour imputer les données diffère selon qu'il s'agit de données catégoriques ou continues. Les données catégoriques peuvent prendre uniquement quelques valeurs (comme les questions qui se répondent par oui ou non et les questions sur le type de logement habité) alors que les données continues peuvent prendre n'importe quelle valeur numérique (comme les revenus et les dépenses).

Les données catégoriques qu'on trouve principalement dans les sections sur les caractéristiques et l'équipement du logement, sont imputées à l'aide d'une technique "hot deck" où un ménage donneur est choisi de façon aléatoire parmi un groupe de ménages répondants possédant des caractéristiques semblables.

Les données sur le revenu et les dépenses sont imputées au moyen de la technique du plus proche voisin. L'imputation se fait sur un groupe de variable à la fois, ce groupe étant formé de sorte à tenir compte des relations entre ces variables. Un groupe correspond généralement à une section du questionnaire. Pour chaque groupe, les valeurs manquantes des receveurs (les ménages qui ont des données manquantes pour au moins une de ces variables) sont imputées à partir des données du plus semblable parmi tous les donneurs (les ménages qui n'ont aucune donnée manquante pour ces variables). Pour chaque receveur, on détermine le donneur le plus semblable comme étant celui qui a la valeur minimale pour une certaine fonction de distance. Cette fonction est basée sur des variables d'appariement choisies parce qu'elles sont corrélées avec les variables à imputer. Par exemple, le revenu total du ménage fait généralement partie des variables d'appariement pour presque toutes les sections portant sur les dépenses. Dans le choix du donneur, on tient compte également de la contrainte que le receveur doit satisfaire certaines règles de cohérence après l'imputation de ces données manquantes. Pour la plupart des sections, l'imputation est effectuée au niveau du ménage mais dans certains cas, par exemple pour le revenu et les dépenses en vêtements, l'imputation est effectuée au niveau de la personne car c'est à ce niveau que l'on collecte l'information pour ces variables.

Le biais des estimations causé par l'imputation de la non-réponse partielle est difficile à évaluer. Il dépend de la différence entre les répondants et les non-répondants ainsi que de la capacité de la méthode d'imputation à produire des estimations non biaisées. Toutefois, le taux d'imputation donne une indication de l'importance des non-réponses partielles. La mesure de l'impact des valeurs imputées sur les estimations globales est aussi une bonne indication du biais potentiel des estimations. Ces indicateurs de la qualité sont présentés dans les sections suivantes.[7]

5.1 Mesure d'impact de l'imputation

Le taux d'imputation de toute variable se définit comme étant le pourcentage de ménages utilisables (ou de personnes utilisables pour les variables appropriées) nécessitant l'imputation de cette variable. Dans l'EDM, la non-réponse partielle correspond principalement à des répondants qui déclarent avoir effectué un certain type de dépenses mais qui n'en connaissent pas la valeur totale pour la période de référence demandée. Les valeurs imputées doivent donc être strictement positives. Pour des types de dépenses ou des sources de revenu peu fréquentes, où une large proportion de ménages déclarent une valeur de 0, la proportion de la valeur totale de l'estimation provenant de données imputées devient une mesure plus pertinente de l'effet de l'imputation. Cette mesure, appelée ici mesure d'impact de l'imputation, est définie par le total pondéré des données imputées divisé par l'estimation totale (sommes des valeurs pondérées). Une description algébrique de la mesure d'impact est donnée à l'annexe B.

[7] Pour des raisons opérationnelles, ces indicateurs de qualité ne sont pas disponibles pour les données catégoriques comme les caractéristiques et l'équipement du logement pour l'EDM de 1999.

Tableau 5.1
L'impact de l'imputation du revenu et des dépenses

Caractéristiques	Impact de l'imputation
Revenu total	**0,17 %**
Dépenses totales	**0,69 %**
Consommation courante totale	**0,18 %**
Alimentation	0,02 %
Logement	0,09 %
Entretien ménager	0,03 %
Ameublement et équipement ménagers	0,01 %
Habillement	0,04 %
Transport	0,18 %
Soins de santé	0,12 %
Soins personnels	0,69 %
Loisirs	0,06 %
Matériel de lecture et autres imprimés	0,01 %
Éducation	0,29 %
Produits de tabac et boissons alcoolisées	0,11 %
Dépenses pour jeux de hasard (net)	0,13 %
Dépenses diverses	2,37 %
Impôts personnels	2,96 %
Paiements d'assurance individuelle et cotisations de retraite	0,48 %
Dons en argent et contributions	0,10 %

L'impact de l'imputation offre l'avantage qu'il peut être calculé pour les dépenses agrégées. L'impact sur le les dépenses totales est d'environ 0,7 % tandis que pour le revenu total, il se situe à environ 0,2 %. Les impacts les plus grands pour les catégories de dépenses sommaires sont sur les dépenses diverses (2,4 %) et sur les impôts personnels (3,0 %). Pour le reste des catégories de dépenses, les impacts sont inférieurs à 0,7 %.

5.2 Proportion de ménages ou personnes imputés au niveau national et provincial

Une première indication de l'ampleur de la non-réponse partielle est la proportion de ménages nécessitant de l'imputation et le nombre de variables imputées par ménage. Le questionnaire peut se diviser en deux grands groupes de variables, celles qui sont recueillies au niveau du ménage et celles collectées auprès des individus telles que le revenu et les dépenses en vêtements. Pour cette dernière catégorie, il est important de noter que l'on accepte que le répondant fournisse seulement le revenu total ou les dépenses totales s'il est incapable de fournir la ventilation par source de revenu ou type de dépenses. Le niveau d'imputation pour les composantes du revenu et des dépenses vestimentaires est donc plus élevé mais n'affecte pas le revenu total, les dépenses vestimentaires totales ainsi que le total des dépenses.

Le pourcentage de ménages pour lesquels il a fallu imputer des dépenses de ménage (excluant les dépenses vestimentaires) est présenté dans la prochaine sous-section. Dans celle qui la suit, on présente le pourcentage de personnes pour lesquelles il a fallu imputer au moins une variable reliée aux dépenses vestimentaires et le pourcentage de personnes pour lesquelles au moins une variable de revenu a été imputée. Les résultats sont fournis à la fois au niveaux national et provincial ou territorial. Cela fournit une indication des provinces ou territoires qui sont les plus affectés par l'imputation en les comparant aux autres ainsi qu'aux résultats au niveau national.

5.2.1 Imputation de dépenses du ménage par province ou territoire

Le pourcentage de ménages utilisables pour lesquels il a fallu imputer au moins une variable de dépenses (excluant les dépenses vestimentaires) figure dans le tableau 5.2. Les ménages utilisables correspondent à tous les ménages échantillonnés à l'exception de ceux qui n'ont pu être contactés, qui ont refusé, qui ont fourni des données incomplètes ou qui ne balancent pas selon les définitions de la section 2. Le tableau est réparti en fonction du nombre de variables qui ont été imputées (parmi les 237) pour un ménage.

Tableau 5.2
Ménages qui nécessitent l'imputation de dépenses par province

Province ou territoire	Ménages (%) qui nécessitent l'imputation de **VARIABLES DE DÉPENSES** (sauf pour les dépenses en vêtements)			
	Nombre de variables imputées (parmi 237)			**TOTAL**
	1	**2**	**3 ou plus**	
Canada	**5,2**	**1,0**	**0,8**	**6,9**
Terre-Neuve	3,7	1,0	0,4	5,1
Î.-P.-É.	5,0	0,2	0,0	5,1
N.-É.	6,7	2,1	1,2	10,0
N.-B.	4,9	0,8	0,3	6,0
Québec	2,4	0,4	0,1	2,8
Ontario	7,0	0,9	1,2	9,2
Manitoba	5,7	0,7	0,6	7,0
Saskatchewan	2,9	0,6	0,1	3,5
Alberta	3,5	0,1	0,0	3,5
C.-B.	7,8	2,3	1,6	11,7
Yukon	11,1	0,3	0,5	11,8
T.N.-O.	9,6	3,7	0,5	13,9
Nunavut	1,7	0,0	10,4	12,2

Le tableau 5.2 montre qu'il a fallu imputer des dépenses (mis à part la section sur les vêtements) pour 7 % des ménages au niveau national mais pour un peu plus de 75 % d'entre eux, seulement une variable a été imputée. Il y a très peu de ménages au niveau national qui ont eu plus de 1 variable imputée (1,8 %). Les résultats au niveau provincial sont généralement légèrement supérieurs ou inférieurs au taux national de 6,9 % mais la Colombie-Britannique (11,7 %) et les trois territoires ont plus de 10 % de ménages ayant au moins une imputation, le Yukon ayant un taux de 11,8 %, les Territoires du Nord-Ouest 13,9 % et le Nunavut 12,2 %. Les provinces pour lesquelles on observe les plus basses

proportions de ménages ayant requis l'imputation d'au moins une variable de dépense sont le Québec (3,8 %), la Saskatchewan (3,5 %) et l'Alberta (3,5 %).

5.2.2 *Imputation de dépenses vestimentaires et de revenu par province*

Étant donné qu'une partie des répondants fournissent uniquement le total pour les variables de dépenses en vêtements et les variables de revenu, celles-ci sont imputées, au niveau des individus, par une procédure à deux degrés. Les individus pour lesquels il faut imputer seulement quelques composantes sont imputés en premier lieu, suivis par ceux pour lesquels seulement les totaux sont disponibles et qui nécessitent l'imputation de toutes les composantes. (Voir [6] pour une description plus détaillée de ce processus).

Le pourcentage d'individus utilisables (personnes membres des ménages utilisables) pour lesquels il a fallu imputer au moins une variable de revenu est indiqué par province dans le tableau 5.3. On y trouve le pourcentage de personnes pour lesquelles exactement une variable a été imputée, ceux dont deux variables ou plus (mais pas toutes) ont été imputées et le pourcentage des personnes pour lesquels seul le revenu total était disponible et qui nécessitaient une imputation de toutes les composantes. Le pourcentage total de personnes pour lesquelles une forme d'imputation de revenu a été effectuée est également donné. La dernière colonne du tableau 5.3 contient ce même pourcentage total de personnes pour lesquelles une forme d'imputation a été effectuée mais pour les dépenses en vêtements.

Tableau 5.3
Personnes qui nécessitent l'imputation du revenu et personnes qui nécessitent l'imputation de dépenses en vêtements par province

Province ou territoire	Pourcentage de personnes qui nécessitent l'imputation de VARIABLES DE REVENU				Pourcentage de personnes qui nécessitent l'imputation de VARIABLES DE DÉPENSES VESTIMENTAIRES (sur 11)
	1 variable imputée	2 variables imputées ou plus (pas toutes)	Toutes les variables imputées (revenu total connu)	**TOTAL** (toute forme d'imputation)	
Canada	**0,6**	**0,2**	**1,9**	**2,7**	**17,3**
Terre-Neuve	0,3	0,1	1,6	2,0	15,8
Î.-P.-É.	0,2	0,3	1,7	2,2	16,5
N.-É.	0,5	0,3	1,8	2,6	11,8
N.-B.	0,2	0,1	3,5	3,8	12,3
Québec	0,5	0,1	1,3	1,8	25,1
Ontario	1,0	0,2	1,4	2,6	15,9
Manitoba	2,1	0,3	2,0	4,4	17,1
Saskatchewan	0,2	0,2	1,4	1,8	17,4
Alberta	0,0	0,2	2,9	3,1	14,5
C.-B.	1,0	0,2	2,4	3,7	18,6
Yukon	0,1	0,0	0,4	0,5	23,6
T.N.-O.	0,0	0,2	1,8	2,0	33,0
Nunavut	0,0	0,0	0,0	0,0	25,1

À partir de ces résultats, on constate qu'il y a moins de 3 % des personnes des ménages utilisables pour lesquelles il a fallu imputer au moins une variable de revenu. Pour un peu plus de 70 % d'entre eux, le revenu total était fourni par le répondant mais toutes les composantes ont dû être imputées. Pour une très grande partie des autres personnes qui ont nécessité de l'imputation, seulement une composante de revenu (une variable) a été imputée. Au niveau provincial et territorial, le pourcentage de personnes nécessitant l'imputation d'au moins une variable de revenu est pareillement peu élevé, variant entre un maximum d'un peu plus de 4% pour le Manitoba et un minimum d'aucune imputation de variable de revenu au Nunavut et d'un demi pourcent pour le Yukon.

Dans de la dernière colonne du tableau, on constate qu'un peu plus de 17 % des personnes ont nécessité une imputation pour les variables des dépenses vestimentaires. Plusieurs taux provinciaux et territoriaux sont près du niveau national. Les exceptions incluent la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick, avec des taux plus faibles (les deux autour de 12 %), ainsi que le Québec (25 %) et les trois territoires (Yukon, 24 %; Territoires du Nord-Ouest, 33 %; Nunavut, 25 %) où les taux étaient plus élevés. Presque toutes ces personnes ont fourni le total de leurs dépenses vestimentaires, mais il a fallu imputer les composantes. Le niveau élevé d'imputations effectuées sur les composantes des dépenses vestimentaires implique que les estimations de ces composantes pourraient être grandement affectées par l'imputation, alors que l'effet sur les estimations du total sera négligeable.

BIBLIOGRAPHIE

[1] Méthodologie de l'enquête sur la population active du Canada, No. 71-526-XPB au catalogue

[2] Enquête sur la population active, Rapport sur la qualité, Enquêtes 0799 à 1299, Division des méthodes d'enquêtes auprès des ménages.

[3] Lemaître, G. et Dufour, J. (1987). Une méthode intégrée de pondération des personnes et des familles, *Technique d'enquête*, Vol.13, n 2, pp.211-220, Statistique Canada

[4] The Nation: 1996 Census of Population 93F0030XDB96009, Statistics Canada, Electronic Shelf.

[5] The Nation: 1996 Census of Population 93F0029XDB96002, Statistics Canada, Electronic Shelf.

[6] Tremblay J. et Arsenault, S. (2001). La méthodologie de l'Enquête sur les dépenses des ménages, Division des méthodes d'enquêtes auprès des ménages, Statistique Canada.

[7] Wolter, K.M. (1985). Introduction to Variance Estimation, Springer-Verlag New-York Inc.

[8] Les habitudes de dépenses au Canada (1998), No. 62-202-XPF au catalogue.

ANNEXE A

Liste de tableaux détaillés disponibles sur demande

1. Taux de non-réponse (non-contact, refus, données non utilisables) selon le niveau d'urbanisation par province ou territoire

2. Taux de non-réponse (non-contact, refus, données non utilisables) selon les communautés pour les territoires

3. Impact des données imputées sur les estimations pour toutes les variables de dépenses

4. Impact des données imputées sur les estimations pour toutes les variables de revenu par province

5. Taux d'erreur de la règle de suppression dans les régions métropolitaines

ANNEXE B

Notation algébrique

1. Notation pour les poids

- π_k^{-1} : *Poids de sondage* : l'inverse de la probabilité d'inclusion pour un ménage k.
- $w^{NR}{}_k$: *Sous-poids* : poids ajusté pour la non-réponse
- $w^f{}_k$: *Poids final* : poids ajusté pour la non-réponse et les contrôles (estimateur de régression)

2. Ajustement pour la non-réponse

Les poids ajustés pour la non-réponse d'un ménage k, noté $w^{NR}{}_{k,}$ sont

$$w_k^{NR} = \pi_k^{-1} * \frac{1}{taux_g} \qquad avec \qquad taux_g = \frac{\sum_{k=1}^{n_{r,g}} \pi_k^{-1}}{\sum_{k=1}^{n_{s,g}} \pi_k^{-1}}$$

Où

$n_{r,g}$ est le nombre de répondants dans le groupe de non-réponse g,
$n_{s,g}$ est le nombre de ménages éligibles dans l'échantillon dans le groupe de non-réponse g, et
π_k^{-1} est le poids de sondage attribué au ménage k.

3. Calcul du taux de glissement

$$taux_c = 100 * \frac{w^{NR}{}_c - t_c}{t_c}$$

Où

$w^{NR}{}_c$ est le sous-poids ajusté pour la non-réponse pour le groupe de contrôle c,
t_c est le total de la donnée auxiliaire pour le groupe de contrôle c

4. Calcul de la mesure d'impact de l'imputation sur les estimations

La mesure d'impact de l'imputation sur les estimations est définie par

$$I = \frac{\sum_{k=1}^{n_{s,I}} w_k^f \hat{y}_k}{\sum_{k=1}^{n_{s,R}} w_k^f y_k + \sum_{k=1}^{n_{s,I}} w_k^f \hat{y}_k}$$

Où

$n_{s,R}$ est le nombre de ménages utilisables qui ont founi une valeur pour la caractéristique y,

$n_{s,I}$ est le nombre de ménages utilisables pour lesquels une valeur a été imputée pour la caractéristique y

y_k est la valeur fournie par le $k^{ième}$ ménage,

$\hat{y}_k$ est la valeur imputée pour le $k^{ième}$ ménage, et

w_k^f est le poids final du $k^{ième}$ ménage.